



VYSOKÁ ŠKOLA BÁŇSKÁ – TECHNICKÁ UNIVERZITA OSTRAVA  
EKONOMICKÁ FAKULTA

KATEDRA FINANČÍ

Klientské úvěry domácností a živnostníků se selháním v České republice: posouzení vlivu  
vybraných faktorů

Non-performing Client Loans of Households and Traders in the Czech Republic: Impact  
Assessment of the Selected Factors

Student: Bc. Martina Pavlíková  
Vedoucí diplomové práce: doc. Ing. Aleš Melecký, Ph.D.

Ostrava 2018

## Zadání diplomové práce

Student: **Bc. Martina Pavlíková**

Studijní program: **N6202 Hospodářská politika a správa**

Studijní obor: **6202T010 Finance**

Téma: **Klientské úvěry domácností a živnostníků se selháním v České republice: posouzení vlivu vybraných faktorů**  
**Non-performing Client Loans of Households and Traders in the Czech Republic: Impact Assessment of the Selected Factors**

Jazyk vypracování: **čeština**

Zásady pro vypracování:

1. Úvod
  2. Finanční stabilita, omezitelnostní politika a živnostenské podnikání
  3. Charakteristika vybraných metod ekonometrické analýzy
  4. Posouzení vlivu vybraných faktorů na vývoj klientských úvěrů domácností a živnostníků se selháním
  5. Závěr
- Seznam použité literatury  
Seznam zkratk  
Prohlášení o využití výsledků diplomové práce  
Seznam příloh  
Přílohy

Seznam doporučené odborné literatury:

- CIPRA, Tomáš. *Finanční ekonometrie*. 2. upr. vyd. Praha: Ekopress, 2013. 538 s. ISBN 978-80-86929-93-4.
- FREIXAS, X., L. LAEVEN and J. PEYDRÓ. *Systemic Risk, Crises, and Macroprudential Regulation*. Cambridge: The MIT Press, 2015. 472 s. ISBN 978-0-262-02869-1.
- MELECKÝ, A., M. MELECKÝ a M. ŠULGANOVÁ. Úvěry v selhání a makroekonomika: modelování systémového kreditního rizika v České republice. *Politická ekonomie*. 2015, vol. 63, č. 8, s. 921-947. ISSN 0032-3233.

Formální náležitosti a rozsah diplomové práce stanoví pokyny pro vypracování zveřejněné na webových stránkách fakulty.

Vedoucí diplomové práce: **doc. Ing. Aleš Melecký, Ph.D.**

Datum zadání: 24.11.2017

Datum odevzdání: 27.04.2018



A handwritten signature in black ink, appearing to read "I. Ratmanová", positioned above a horizontal line.

Ing. Iveta Ratmanová, Ph.D.  
vedoucí katedry

A handwritten signature in black ink, appearing to read "Z. Zmeškal", positioned above a horizontal line.

prof. Dr. Ing. Zdeněk Zmeškal  
děkan fakulty

### **Prohlášení**

„Prohlašuji, že jsem celou diplomovou práci, včetně všech příloh, vypracovala samostatně“.

V Ostravě dne 4.7.2018



Bc. Martina Pavlíková

## **Poděkování**

Touto cestou bych ráda poděkovala doc. Ing. Alešovi Meleckému, Ph.D. za čas, který strávil čtením a opravováním této práce, za poskytnuté rady, věcné připomínky, obětavý přístup, trpělivost a odborné vedení v celém průběhu zpracování této diplomové práce.

## Obsah

<b>1</b>	<b>Úvod.....</b>	<b>7</b>
<b>2</b>	<b>Finanční stabilita, obezřetnostní politika a živnostenské podnikání.....</b>	<b>9</b>
2.1	Finanční stabilita .....	10
2.1.1	Globální finanční krize .....	10
2.1.2	ČNB a její úloha .....	12
2.1.3	Zátěžové testy .....	13
2.1.4	Finanční stabilita v ČR .....	15
2.2	Obezřetnostní politika .....	20
2.2.1	Nástroje obezřetnostní politiky.....	20
2.2.1.1	Proticyklická kapitálová rezerva .....	21
2.2.1.2	Kapitálová rezerva ke krytí systémového rizika.....	21
2.2.1.3	Bezpečnostní kapitálová rezerva .....	22
2.2.1.4	Doporučení k řízení rizik spojených s poskytováním retailových úvěrů zajištěných rezidenční nemovitostí.....	23
2.2.1.5	Seznam jiných systémově významných institucí .....	25
2.2.1.6	Vzájemné uznávání obezřetnostních opatření .....	25
2.2.2	Basilejské dohody o kapitálové přiměřenosti .....	26
2.2.2.1	Basel I .....	26
2.2.2.2	Basel II.....	26
2.2.2.3	Basel III .....	27
2.3	Živnostenské podnikání.....	29
2.3.1	Obecné vymezení živnostenského podnikání.....	29
2.3.2	Právní úprava živnostenského podnikání .....	29
2.3.3	Podmínky provozování živnostenské činnosti .....	30
2.3.4	Subjekty oprávněné provozovat živnost.....	30
2.3.5	Druhy živností a jejich členění .....	31
2.3.5.1	Ohlašovací živnost.....	31
2.3.5.2	Koncesovaná živnost .....	32
2.3.6	Zánik živnostenského oprávnění .....	32
2.3.7	Zásadní změny, které mohly ovlivnit živnostenské podnikání.....	33
2.3.8	Vývoj živnostenského podnikání v ČR .....	34
2.3.9	Statistické údaje o živnostenském podnikání v ČR za rok 2017 .....	36
2.3.10	Rizikové skupiny z hlediska splácení úvěrů .....	37

<b>3</b>	<b>Charakteristika vybraných metod ekonometrické analýzy .....</b>	<b>38</b>
3.1	Formulace modelu .....	39
3.1.1	Ekonomická formulace modelu .....	39
3.1.2	Matematická formulace modelu .....	39
3.1.3	Ekonometrická formulace modelu .....	40
3.2	Sběr a analýza dat .....	40
3.2.1	Popis datového souboru .....	40
3.2.2	Dekompozice časových řad .....	41
3.2.3	Analýza odlehlých a extrémních hodnot .....	42
3.2.4	Transformace časových řad .....	44
3.3	Odhady parametrů modelu .....	45
3.3.1	Korelační analýza .....	45
3.3.2	Odhad lineárního regresního modelu .....	46
3.3.3	Koeficient determinace .....	47
3.4	Verifikace modelu .....	49
3.4.1	Statistická verifikace .....	49
3.4.2	Ekonometrická verifikace .....	52
3.4.2.1	Autokorelace .....	53
3.4.2.2	Heteroskedasticita .....	57
3.4.2.3	Multikolinearita .....	59
3.4.2.4	Specifikace modelu .....	62
3.4.2.5	Normalita reziduí .....	64
3.4.3	Ekonomická verifikace .....	64
3.5	Využití odhadnutého modelu k predikci .....	66
<b>4</b>	<b>Posouzení vlivu vybraných faktorů na vývoj klientských úvěrů domácností a živnostníků se selháním .....</b>	<b>68</b>
4.1	Formulace modelu .....	69
4.1.1	Ekonomická formulace modelu .....	69
4.1.2	Matematická formulace modelu .....	72
4.1.3	Ekonometrická formulace modelu .....	72
4.2	Sběr a analýza dat .....	74
4.2.1	Popis dat .....	74
4.2.2	Analýza odlehlých a extrémních hodnot .....	82



4.2.3	Dekompozice časových řad .....	83
4.2.4	Transformace časových řad .....	85
4.3	Odhady parametrů modelu .....	86
4.3.1	Korelační analýza modelu .....	86
4.3.2	Odhad lineárního regresního modelu .....	87
4.3.3	Koeficienty determinace modelu .....	90
4.4	Verifikace analyzovaných modelů .....	92
4.4.1	Statistická verifikace .....	92
4.4.2	Ekonometrická verifikace .....	93
4.4.2.1	Autokorelace .....	93
4.4.2.2	Heteroskedasticita .....	96
4.4.2.3	Multikolinearita .....	98
4.4.3	Specifikace modelu .....	100
4.4.4	Normalita reziduí .....	102
4.4.5	Ekonomická verifikace .....	104
4.5	Predikce proměnných na další 3 období .....	107
<b>5</b>	<b>Závěr .....</b>	<b>111</b>
	<b>Seznam použité literatury .....</b>	<b>114</b>
	<b>Seznam zkratk .....</b>	<b>120</b>
	<b>Prohlášení o využití výsledků diplomové práce</b>	
	<b>Seznam příloh</b>	

# 1 Úvod

Problematika úvěrů se selháním je již od počátku nového tisíciletí hojně diskutovaným a analyzovaným tématem. Poslední známá globální finanční krize z roku 2008 odhalila řadu nedostatků v oblasti monitorování a vyhodnocování systémového kreditního rizika, jehož hlavním indikátorem jsou zmiňované úvěry se selháním. Od roku 2013 lze v České republice pozorovat pozvolný ekonomický růst, který se projevuje zejména zvyšující se životní úrovní obyvatelstva a jeho celkového bohatství. Vlivem rostoucího příjmu jsou domácnosti ochotny více investovat a s vidinou stabilního ekonomického prostředí neváhají žádat o úvěry, které banky poskytují za velmi příznivých podmínek téměř komukoliv. Často si však tyto domácnosti neuvědomují, že se tyto bankovní podmínky nebo situace v ekonomice mohou během několika let změnit. V důsledku těchto změn již nejsou nadále schopny splácet své závazky a tyto více než 90 dní nesplacené úvěry jsou následně klasifikovány jako úvěry se selháním.

Cílem této diplomové práce je posoudit a zhodnotit vliv vybraných makroekonomických faktorů na klientské úvěry se selháním domácností a živnostníků v České republice za sledované období 2002 - 2017.

Celkem je pracováno se šesti makroekonomickými faktory, konkrétně s mírou inflace, hrubým domácím produktem, obecnou mírou nezaměstnanosti, proměnnými izolujícími důchodový a bilanční efekt devizového kurzu, a zápůjčními úrokovými sazbami z nových klientských úvěrů se selháním. Dále jsou zkoumány a analyzovány vlivy vybraných proměnných na klientské úvěry se selháním, a to za pomoci dvou lineárních regresních modelů. S využitím metody nejmenších čtverců jsou následně provedeny odhady jednotlivých modelů a v úplném závěru kapitoly je nastíněn vývoj klientských úvěrů se selháním do budoucna.

Diplomová práce je rozdělena do pěti kapitol, přičemž první kapitolou je úvod a pátou kapitolou je závěr.

Ve druhé kapitole jsou uvedeny teoretické poznatky, které jsou nezbytné k pochopení celé podstaty zkoumaného problému. V kapitole jsou konkrétně představeny tři klíčové oblasti. První část je zaměřena na detailní popis vývoje finanční stability v ČR od roku 2002 a ve druhé části je specifikována oblast obezřetnostní politiky. Ve třetí části je nastíněn vývoj živnostenského podnikání v ČR, který je podložen reálnými statistickými daty.

Třetí kapitola je věnována teoreticko-metodickým pojmům ekonometrické analýzy s konkrétním zaměřením na odhad lineárního regresního modelu prostřednictvím metody nejmenších čtverců. Kapitola je rozdělena do pěti oblastí. Část kapitoly je vymezena pro ekonomickou, matematickou a ekonometrickou formulaci modelu, v další části je objasněn sběr a analýza dat. Ve třetí části je popsán odhad parametrů modelu, na kterou navazuje jeho statistická, ekonometrická a ekonomická verifikace. Poslední část je věnována způsobům výpočtu predikce výsledných modelů na následující tři období.

Čtvrtá kapitola (aplikačně-ověřovací) je svým obsahem nejrozsáhlejší, neboť obsahuje konkrétní výpočty a grafická zobrazení, které byly provedeny podle postupných kroků uvedených v teoretické části. Nejprve jsou jednotlivé proměnné charakterizovány z časového hlediska a následně je odstraněna sezónnost a provedena analýza odlehklých a extrémních hodnot. V dalším kroku je provedena transformace nestacionárních časových řad a poté jsou sestaveny dva lineární regresní modely. Pro oba modely je proveden odhad parametrů, přičemž je rovněž provedena kontrola dodržení veškerých podmínek a předpokladů pro správnou aplikaci metody nejmenších čtverců. Posléze je ověřena přítomnost autokorelace, heteroskedasticity a multikolinearity. Dále je posouzena správnost specifikace modelu, na kterou je navázán test normality reziduí. V předposlední části jsou podle předem stanovených ekonomických hypotéz zhodnoceny vzájemné závislosti mezi vysvětlovanou proměnnou a vysvětlujícími proměnnými. Závěrem této kapitoly je znázorněn a posouzen budoucí vývoj klientských úvěrů se selháním domácností a živnostníků na následující tři období.

## **2 Finanční stabilita, obezřetnostní politika a živnostenské podnikání**

V této kapitole jsou popsány tři oblasti, které jsou pro tuto diplomovou práci klíčové, a sice oblast finanční stability, obezřetnostní politiky a živnostenského podnikání. V rámci první zmíněné oblasti je ze všeho nejdříve obecně specifikován pojem finanční stabilita včetně detailního zaměření na finanční stabilitu v ČR od roku 1993 do roku 2017. Dále je podrobně popsána hlavní úloha ČNB včetně zátěžových testů, které v rámci své činnosti provádí. Část kapitoly je vymezena k popisu vzniku, průběhu a důsledkům globální finanční krize. Závěr této podkapitoly je určen k detailnímu zhodnocení finanční stability v České republice.

Druhá podkapitola obezřetnostní politiky je zaměřena především na hlavní nástroje, které tato politika využívá k zefektivnění celého finančního systému. Značná část je věnována vysvětlení principu a účelu Basilejských dohod o kapitálové přiměřenosti.

V poslední třetí podkapitole je popsána oblast živnostenského podnikání se zaměřením na jeho právní úpravu, všeobecné a zvláštní podmínky, dále na subjekty, které mohou živnost provádět a v neposlední řadě jsou vymezeny druhy živností a způsoby jejich možného zániku. Úplný závěr této podkapitoly je vyčleněn základním statistickým údajům o živnostenském podnikání v České republice za uplynulý rok 2017.

Při zpracování této kapitoly byly využívány informace a poznatky z knižních titulů Freixas, Leaven, Peydró (2015), Komárková, Frait, Komárek (2013), Revenda (2015), Štěrbová a kol. (2013), z vědeckého článku A. Melecký, M. Melecký, Šulganová (2015), ze zákona č. 6/1993 Sb., o České národní bance, zákona č. 21/1992 Sb., o bankách, zákona č. 120/2007 Sb., o změně některých zákonů v souvislosti se stanovením kapitálových požadavků a vyhlášky č. 123/2007 Sb., o pravidlech obezřetného podnikání bank, spořitelních a úvěrních družstev a obchodníků s cennými papíry, zákona č. 455/1991 Sb., o živnostenském podnikání, z výročních zpráv za rok 1995 - 1997, ze zprávy o stabilitě bankovního sektoru za rok 2003, ze zpráv o finanční stabilitě za rok 2004 až 2016 vydávaných ČNB. Další informace a poznatky byly čerpány z internetových stránek [www.bisnode.cz](http://www.bisnode.cz), [www.ceskenoviny.cz](http://www.ceskenoviny.cz), [www.cnb.cz](http://www.cnb.cz), [www.czso.cz](http://www.czso.cz), [www.hypoindex.cz](http://www.hypoindex.cz), [www.kurzy.cz](http://www.kurzy.cz), [www.mpo.cz](http://www.mpo.cz), [www.podnikatel.cz](http://www.podnikatel.cz) a [www.zakony.cz](http://www.zakony.cz).

## **2.1 Finanční stabilita**

Finanční stabilitu lze definovat jako rovnovážný stav v ekonomice. Finanční systém jako celek plní své funkce způsobem, při němž nedochází ke vzniku nežádoucích důsledků, které by mohly významným způsobem negativně ovlivnit současný i budoucí ekonomický růst a hospodářský blahobyt. Finanční sektor je v případě finanční stability odolný vůči vnějším i vnitřním ekonomickým šokům (ČNB, 2018).

Finanční systém byl vytvořen s cílem poskytovat finanční služby a alokovat finanční zdroje a prostředky. Tento systém zahrnuje širokou škálu finančních institucí, které poskytují finanční služby v oblasti bankovníctví, pojišťovnictví, správy a řízení fondu a jiné. Patří mezi ně mimo jiné orgány státního dohledu a regulace a zákazníci příslušných finančních institucí jako jsou stát, podniky a obyvatelstvo (ČNB, 2018).

Stabilita finančního sektoru může být však vlivem existence zmíněných šoků a nepříznivých interních procesů narušena. Mezi faktory, které mohou mít nežádoucí vliv na celý finanční systém, a tím i na jeho stabilitu, patří např. špatný domácí nebo zahraniční ekonomický vývoj, negativní změny v institucionálním prostředí, nepříznivý finanční vývoj dlužníků a věřitelů, příliš rychlá liberalizace finančního sektoru, nestabilní mechanismus směnných kurzů, nedostatečný bankovní dohled a regulace, špatná hospodářská politika nebo neefektivní přerozdělování zdrojů (ČNB, 2018).

Působení těchto faktorů může vést nejen ke zhroucení významných finančních institucí, ale i k narušení zdraví celého finančního systému. V nejhorším případě mohou způsobit závažnou finanční krizi, která je neodmyslitelně spjata se zásadními dopady na ekonomiku. Příkladem je globální finanční krize, která je nyní níže charakterizována.

### **2.1.1 Globální finanční krize**

Počátky globální finanční krize odstartovaly podle odborných odhadů již v 90. letech minulého století, kdy bylo snahou tehdejšího guvernéra FEDu Alana Greenspana oživit americkou ekonomiku, která již po delší dobu stagnovala. Hlavní myšlenka spočívala v podpoře vlastnického bydlení Američanů, proto se Alan Greenspan rozhodl výrazně snížit úrokové sazby pod jejich rovnovážnou úroveň. Vznikl také významný program, který spočíval ve zřízení mnoha hypotečních agentur, které měly za cíl zabezpečit bankám poskytující hypoteční úvěry velké množství finančních prostředků (ČNB, 2009).

V té době začala vznikat celá řada nových finančních derivátů. Hypoteční agentury zahájily proces odkupování hypotečních zástavních listů amerických bank, které následně transformovaly do podoby finančních balíčků a skupin podle ratingového ohodnocení, tzv. sekuritizace hypotečních úvěrů (CDO). Obecně platilo, že čím vyšší byla hodnota ratingu, tím se jednotlivé balíčky prodávaly za nižší cenu tedy levněji a naopak. Agentury začaly tyto velmi rizikové balíčky postupně rozprodávat investorům a finančním institucím po celém světě. Současně těmto institucím poskytla garanci, že tyto hypotéky budou v budoucnu řádně zaplacený (ČNB, 2009).

Problém spočíval v tom, že banky půjčovaly finanční prostředky na koupi vlastního bydlení především málo movitým klientům, aniž by si jakýmkoliv způsobem prověřily jejich finanční bonitu. Postupný úpadek averze k riziku při současném poklesu úrokových sazeb vyústil v nadměrnou úvěrovou expanzi. Tento nastavený systém fungoval v USA bez jakýchkoliv zásadních problémů až do roku 2006, kdy dosavadního guvernéra FEDu nahradil jeho nástupce Ben Bernanke, který se snížením úrokových sazeb od prvopočátku nesouhlasil.

V roce 2007 se proto nový guvernér FEDu rozhodl tyto úrokové sazby opět podstatně zvýšit. Růst úrokových sazeb měl za následek také růst nákladů spojených se splácením úvěrů. Důsledkem toho bylo, že většina lidí nebyla schopna již nadále splácet své závazky a významně vzrostl počet exekucí. Tato situace se výrazně projevila v náhlém poklesu cen nemovitostí a banky tak začaly přicházet o obrovské objemy finančních prostředků (ČNB, 2009).

Existenční potíže se velmi brzy promítly u většiny finančních institucí a v USA započala recese. V září roku 2008 došlo k pádu významné investiční banky Lehman Brothers, který vyvolal pokles cen na akciových trzích po celém světě. Krize původně označovaná jako hypoteční, nyní vyústila v globální finanční krizi. Následně získal americký finanční trh pomoc v podobě velké finanční injekce. Zároveň vzniklo mnoho nových dokumentů, které měly za cíl výrazně zpřísnit regulaci bank. Finanční pomoc přišla také několika evropským bankám ze strany ECB, a to ve formě částečného nebo úplného zestátnění.

*„Globální finanční krize poukázala na nepřípravenost zemí monitorovat a správně vyhodnocovat systémové kreditní riziko, jehož realizace přivedla řadu národních bankovních systémů do krizového stavu. Český bankovní systém demonstroval relativní odolnost vůči finančním tlakům, avšak monitorování a vyhodnocování systémového kreditního rizika stále*

*zůstává nedostatečně rozvinutou hospodářsko-politickou oblastí.“ A. Melecký, M. Melecký a Šulganová (2015, s. 921).*

### **2.1.2 ČNB a její úloha**

ČNB plní řadu důležitých funkcí, které jsou neodmyslitelně spjaté s finančním sektorem. V první řadě vystupuje ČNB především jako centrální banka našeho státu a byla zřízena Ústavou České republiky. Působí rovněž jako nezávislá finanční instituce a jako hlavní orgán vykonávající regulaci a dohled nad celým finančním trhem. Veškerá její činnost je vykonávána v souladu s platným zákonem (ČNB, 2018).

Hlavní cíl ČNB je orientován na péči a na nepřetržité udržování cenové stability na předem stanovené úrovni. Dlouhodobě nízká a stabilní míra inflace je známkou fungující a stabilní ekonomiky. Na základě zjištěných výsledků jednou za čtvrt roku vydává Zprávu o vývoji inflace. Za předpokladu, že nejsou vedlejší cíle v rozporu s hlavním cílem, zaměřuje se ČNB i na řadu jiných oblastí. Určuje měnovou politiku v zemi, provádí emisi bankovek a mincí, vykonává dohled nad oběhem peněz v ekonomice, kontroluje platební a zúčtovací styk, podporuje hospodářskou politiku vlády a její hlavní makroekonomické cíle. Mimo jiné působí i jako banka bank nebo jako věřitel poslední instance. Ve spolupráci s MFČR realizuje obchody spojené s emisí státních dluhopisů a investicemi na finančních trzích (ČNB, 2018).

V posledních letech zaujímá ČNB vůdčí pozici v rozpoznávání, pozorování a posuzování potenciálních nedostatků a rizik ve finančním sektoru. Prostřednictvím svých nástrojů a pravomocí aktivně přispívá k prevenci vzniku rizik, čímž podporuje stabilitu ekonomiky. Rizika, která nejsou včas detekována mohou způsobit nežádoucí problémy, které následně vyústí ve finanční nestabilitu. V tomto případě ČNB usiluje o eliminaci jejich dopadů na ekonomiku naší země. Tímto způsobem vytváří obezřetnostní politiku, kterou lze dále rozdělit na politiku makroobezřetnostní a mikroobezřetnostní (ČNB, 2018).

Centrální banka sleduje pravidelně a pečlivě vývoj ve všech oblastech, které mohou negativně ovlivnit stabilitu finančního systému jako celku. Provádí detailní průzkumy a analýzy finanční stability, o jejichž výsledcích následně diskutuje s finančními experty na pravidelných jednáních. Právě tento výzkum představuje jednu z nejvýznamnějších oblastí ČNB. Finanční stabilita je zkoumána ve čtyřech základních oblastech (ČNB, 2018):

- vývoj a zdokonalení metodiky zátěžových testů sektorů finančního systému,
- nástroje pro identifikaci a kvantifikaci skrytých systémových rizik,

- analýza transmise makrobezpečnostních a mikrobezpečnostních nástrojů,
- interakce mezi makrobezpečnostní, mikrobezpečnostní a měnovou politikou.

V souladu s analýzou provádí také zátěžové testování odolnosti finančních institucí a finančního systému jako celku. Testuje potenciální dopady nepříznivých scénářů, zejména těch málo pravděpodobných, které by mohly zásadním způsobem ohrozit stabilitu celého finančního sektoru. Jedenkrát do roka vydává ČNB Zprávu o finanční stabilitě. V ní ČNB nenáročnou formou informuje veřejnost o současné pozici české ekonomiky. Seznamuje ji se zjištěnými potenciálními riziky a uvádí možnosti použití nástrojů regulace k eliminaci a potlačení nežádoucích důsledků rizik. V neposlední řadě prostřednictvím této zprávy sděluje obyvatelstvu prognózu budoucího ekonomického vývoje (ČNB, 2018).

### **2.1.3 Zátěžové testy**

Zátěžové testování je pro ČNB forma nástroje, který slouží k souhrnnému zhodnocení odolnosti finančních institucí a celého bankovního sektoru vůči potenciálním dopadům nepříznivého scénáře budoucího ekonomického vývoje. Testování je založeno na dvou přístupech. První přístup postupuje z vyšší úrovně na nižší (top-down), neboli přístup na agregátní/makro úrovni. Druhý přístup postupuje směrem opačným (bottom-up) a dotýká se individuální/mikro roviny. Makrozátěžové testy mají za cíl ověřit odolnost a finanční stabilitu bankovního sektoru a sektoru penzijních společností jako celku. Mikrozátěžové testy se zaměřují na hodnocení odolnosti bank, pojišťoven a jiných finančních institucí individuálně (ČNB, 2018).

Výše zmíněné zátěžové testy se týkají výhradně institucí, které mají své sídlo na území České republiky. Testy jsou dynamického charakteru a jsou podrobeny několika zátěžovým scénářům, které jsou připravovány přímo ČNB. K testování finanční stability pojišťoven jsou jednou za dva roky využívány také scénáře, které jsou sestavovány Evropským orgánem pro pojišťovnictví a zaměstnanecké penzijní pojištění (EIOPA).

Při sestavování zátěžových testů je používán oficiální predikční model doplněný o odhad vývoje některých doplňkových ukazatelů. Zátěžové testy jsou sestaveny z několika dílčích kol a daný scénář je v každém kole založen na odlišných předpokladech. Mezi ně patří například vývoj rizik, aktuální podoba makroekonomického prostředí a významné proměnné jako jsou ceny nemovitostí, úvěry se selháním, provozní zisky a jiné proměnné, které mohou ovlivnit výkonost bankovního sektoru.



Na základě zjištěných výsledků je posuzováno, zda banky dosáhly požadované kapitálové přiměřenosti ve výši 8 % a zda tak splnily své regulační minimum. Bankám, které nedosáhly minimální hranice kapitálové přiměřenosti je vyčíslena hodnota kapitálové injekce. Výsledky testů jsou pravidelně, nejčastěji ročně nebo pololetně, zveřejňovány ve formě Zprávy o finanční stabilitě.

Při testování jsou využívány dva modely, do nichž vstupují pro 12 následujících čtvrtletí predikce základních makroekonomických proměnných jako jsou vývoj HDP, inflace a další. Modely růstu úvěru jsou využívány pro odhad budoucího vývoje rizikově vážených aktiv a pro odhad růstu portfolií bank v závislosti na makroekonomickém vývoji. Modely kreditního rizika jsou zaměřeny na predikci klíčových parametrů úvěrového rizika, zejména na hodnoty ukazatele pravděpodobnosti selhání (PD - probability of default).

Při zátěžových testech je posuzováno riziko úvěrové, úrokové, měnové a riziko mezibankovní nákazy. První zmíněné riziko je považováno za nejvýznamnější, a to zejména z toho důvodu, že tvoří největší procentuální zastoupení kapitálových požadavků. Úvěrové riziko je založeno na využití rizikového parametru PD pro čtyři hlavní úvěrové segmenty, a sice pro nefinanční podniky, úvěry obyvatelstvu na bydlení, spotřebitelské úvěry a ostatní úvěry. Mimo jiné je tato veličina využívána rovněž pro predikci objemu úvěrů se selháním (NPL, non-performing loans), ČNB (2018).

Druhou veličinou je ztráta při selhání (LGD - loss given default), která je stanovována makroekonomickými specialisty v souladu s předpokládaným vývojem ekonomiky pro různé scénáře a úvěrové segmenty. Třetím parametrem je expozice při selhání (EAD - exposure at default), jenž je určena za pomoci modelu pro úvěrový růst. Výsledky těchto tří parametrů jsou sečteny zvlášť pro jednotlivá čtvrtletí a pro daný úvěrový segment. Vyčíslená hodnota představuje hodnotu očekávané úvěrové ztráty (v mil. Kč), na kterou banky následně vytvoří příslušnou opravnou položku.

Nejvýznamnější banky v ČR uplatňují již pokročilejší metody pro výpočet kapitálových požadavků k úvěrovému riziku. Jedná se o přístupy, které vycházejí z Basel II., což je druhá Basilejská dohoda o kapitálové přiměřenosti. V souladu s Basel II. Jsou tyto kapitálové požadavky na úvěrové riziko funkcí výše zmíněných veličin PD, LGD a EAD. Za podmínky neměnného objemu portfolia vede růst parametrů PD a LGD k nárůstu rizikově vážených aktiv (RVA).

#### 2.1.4 Finanční stabilita v ČR

Počátkem 90. let došlo k zásadním změnám v zemích střední a východní Evropy, a to v podobě přechodu z centrálně plánované ekonomiky k ekonomice tržní. Tato událost byla však negativně spjata s celou řadou problémů. Jedním z nich byl výrazný pokles výkonnosti ekonomiky a vysoká míra inflace. Na konci roku 1990 proto centrální banka rozhodla o využití režimu fixního měnového kurzu s vazbou na koš o pěti a později o dvou měnách s oscilačním pásmem  $\pm 0,5$  %. Od konce roku 1990 po následujících celých 6 let byl nominální měnový kurz zcela stabilní, ačkoliv reálný kurz patřičně rostl.

V období let 1994 až 1996 vykazovala česká ekonomika poměrně solidní tempo ročního růstu HDP, které v roce 1995 dosáhlo výše až 6,4 %. Pozitivních výsledků dosahovala naše ekonomika rovněž s velmi nízkou mírou nezaměstnanosti, která se po většinu tohoto období udržovala pod hranicí 3 %. Navzdory relativně vyšší a neklesající míře inflace udržující se na úrovni zhruba 10 % ročně byla bilance státního rozpočtu po celou tuto dobu vyrovnaná. (ČNB, 1994 a 1996).

V průběhu tohoto období však zároveň došlo k masivnímu přílivu zahraničního krátkodobého kapitálu, který zapříčinil těžko kontrolovatelný růst likvidity a úvěrů v ekonomice a rovněž také přispěl k prohloubení vnitřní a vnější nerovnováhy. Masivní objem zahraničního kapitálu vyvolal též zvýšení domácí míry inflace. I přes snahy ČNB o zpřísnění měnové politiky a rozšíření flukтуаčního pásma koruny na  $\pm 7,5$  % narůstala vnější nerovnováha.

ČNB se rozhodla výrazně posílit restriktivní měnovou politiku prostřednictvím zavedení základních úrokových sazeb (diskontních, lombardních a repo sazeb) a zvýšit povinné minimální rezervy z původních 8,5 na 11,5 %. Kapitálově nedostatečně vybavené komerční banky byly odkoupeny kapitálově silnějšími bankami nebo v nejhorším případě byly nuceny odejít z bankovního trhu. Banky, které se i přesto dokázaly na trhu udržet, se po několik následujících budoucích let potýkaly s obrovskými finančními potížemi.

Rok 1997 byl charakteristický zejména zpomalenou a zadržující se ekonomikou. V červenci tohoto roku došlo k vypuknutí Asijské finanční krize, která se negativně promítla také do české ekonomiky formou měnových turbulencí a spekulativních útoků na korunu. Po řadě neúspěšných intervencí a záchranných balíčků se ČNB rozhodla opustit režim fixního měnového kurzu a přejít na řízený plovoucí kurz. Na přelomu let 1997 a 1998 se ČNB jako

vůbec první z centrálních bank transformujících se ekonomik rozhodla pro zavedení nového měnově politického režimu inflačního cílování. (ČNB, 1997).

Počátek nového století bývá nejčastěji spojován s internetovou bublinou (dot com bubble), která vznikla v důsledku nadměrného rozkvětu internetových firem. Tržní hodnota akcií těchto firem byla často nadhodnocována, a proto investoři do této oblasti investovali obrovské množství finančních prostředků. Od roku 2001 byl zaznamenán dramatický pokles tržní hodnoty akcií technologických internetových firem a internetová bublina praskla. Firmy, které byly i během tohoto nepříznivého období schopny generovat alespoň malý zisk, přežily (např. Yahoo.com), drtivá většina z nich však zanikla. Vzniklá krize postihla zejména USA, ale postupně se rozšířila do několika dalších západních zemí, se kterými měla Česká republika sjednány vývozní kontrakty. V důsledku toho byl v roce 2002 v porovnání s předchozími roky zaznamenán pokles tempa růstu ekonomiky.

V roce 2003 došlo k částečnému očištění úvěrových portfolií od nekvalitních úvěrů, které významným způsobem přispělo ke stabilizaci bankovního sektoru. Rovněž bylo zkvalitněno know-how, jak pro oblast bankovních produktů, tak pro oblast řízení rizik, dodané novými zahraničními vlastníky. Meziroční růst byl pozorován v úvěrovém portfoliu bank, kde úvěry poskytnuté obyvatelstvu vzrostly o více než 30 % a dosáhly úrovně 176 mld. Kč. Z těchto poskytnutých úvěrů byly nejčastěji financovány bytové potřeby prostřednictvím hypoték (ČNB, 2003).

V roce 2004 byl zaznamenán velmi příznivý vývoj na finančních trzích, a to jak na českých, tak i celosvětových. Největšími tahouny ekonomického růstu byly Spojené státy, Japonsko, Čína a částečně také vybrané země eurozóny, jejichž ekonomiky rostly dokonce rychleji, než se očekávalo. V porovnání se severní Amerikou nebo východní Asií byla expanze eurozóny stále výrazně pomalejší. Významnou událostí tohoto roku byl vstup ČR do Evropské unie (EU). Ekonomický vývoj v ČR byl pozitivně ovlivněn fixními investicemi a především také vývozem zboží a služeb do zahraničí. Vývoj veřejných financí představoval určité riziko a ohrožení stability finančních trhů v ČR. Důvodem byl každoročně vykazovaný deficit státního rozpočtu, který následně prohluboval také veřejný dluh. Na druhou stranu, vysoká ziskovost bankovního sektoru oproti ostatním zemím v Evropě a významný růst úvěrů domácnostem (o více než 35 % ročně) byl pro ČR pozitivně působícím faktorem (ČNB, 2004).

Ekonomický růst pokračoval také v následujícím roce. Bankovní sektor zaznamenal meziroční nárůst ziskovosti ve výši 20 %. Tento zisk byl následně použit jako finanční polštář

ke krytí rizik v českém hospodářství. Úvěrové portfolio bank opět meziročně vzrostlo v segmentu malých a středních podniků, a především také domácností, kde téměř dvě třetiny úvěrů reprezentovaly hypoteční úvěry. Vzhledem ke skutečnosti, že byl ekonomický růst vyšší než predikovaný, hodnota státního rozpočtu byla ve srovnání s předchozím rokem méně deficitní. Rok 2005 byl charakteristický velkým vzestupem nebankovních finančních institucí, i přesto si však banky uchovaly téměř 75% podíl finančních aktiv (ČNB, 2005).

Rok 2006 byl v ČR obdobně jako v předchozích letech typický pro pokračující ekonomický růst, který činil 6,1 %, a to zejména vlivem zvýšené investiční aktivity ze strany podniků a vyšší spotřeby domácností. Stabilita v bankovním sektoru rovněž přetrvávala, a to i přes 3% pokles zapříčiněný vysokou výplatou dividend o celkovém objemu více než 27 mld. Kč. V porovnání s rokem 2005 rostl také objem úvěrů poskytovaných domácnostem, a to zhruba o 20 %. Vzrostly také ceny nemovitostí, které v minulých letech zaznamenávaly spíše cenovou stagnaci. Vlivem rostoucího zadlužení domácností se stupňoval počet domácností neschopných splácet své závazky. V průběhu tohoto období byl spuštěn inovativní nízkonákladový systém CERTIS, který je na mezibankovním trhu používán dodnes (ČNB, 2006).

Průběh roku 2007 lze hodnotit poměrně kladně, a to i navzdory schylujícím se problémům v zahraničí. Česká koruna sice výrazným způsobem posilovala, avšak v celkovém důsledku začala česká ekonomika pozvolna zpomalovat. Příčinou byl zpomalený hospodářský růst v ostatních zemích a pokles poptávky po tuzemských výrobcích, což se následně promítlo do snížení čistého exportu v ČR. V důsledku přehřáté ekonomiky vzrostla v ČR míra inflace a zadluženost českých domácností. V porovnání s ostatními západoevropskými státy však nebyla míra zadluženosti příliš vysoká (ČNB, 2007).

V roce 2008 již naplno světová finanční krize propukla a její dopady ovlivnily českou ekonomiku na několik budoucích let. Ekonomika ČR se propadla do recese. Velkou roli sehrála nečekaně silná recese v okolních státech, která pro ČR znamenala dramatický pokles exportu a produkce. Důsledkem toho přestaly banky poskytovat úvěry, což se na druhou stranu pozitivně projevilo na sníženém tempu růstu zadluženosti domácností a podniků. Největší škody utrpěla Československá obchodní banka, jejíž celkový zisk se oproti předchozímu období propadl o necelých 90 %. Přelom roku 2008 a 2009 představoval pro ČR ztrátu investorské atraktivity, a tak došlo relativně rychle k opětovnému oslabení koruny na její původní úroveň. Znehodnocení koruny sice povzbudilo zájem zahraničních investorů, avšak

v důsledku razantního poklesu zahraniční poptávky, byl tento zájem pouze dočasný a omezený (ČNB, 2008 a 2009).

Následující roky 2010 a 2011 byly charakteristické přetrvávající krizovou situací a jejími negativními dopady. Postupně se začal zvyšovat objem úvěrů poskytnutých domácnostem. Souběžně však docházelo k masivnímu růstu úvěrů se selháním, které byly odrazem nepříznivých ekonomických podmínek předešlého období. Vlivem exportu do zahraničí dosahovala ČR mírného ekonomického růstu, ovšem spotřeba českých domácností byla kvůli vysoké nejistotě a nízkým disponibilním příjmům stále nízká. Zásluhou poměrně stabilního finančního sektoru, nezávislosti českého trhu na okolních trzích, vysoké ziskovosti a dostatečné kapitálové přiměřenosti měla ČR relativně dobré podmínky pro obnovení ekonomického růstu (ČNB, 2010 a 2011).

V roce 2012 dosahovala česká ekonomika v porovnání s okolními státy nadprůměrných výsledků, a to zejména z důvodu klesajícího podílu úvěrů se selháním na poskytnutých úvěrech a konstantní míře zadluženosti domácností a podniků. Problémy však i nadále přetrvávaly na trhu práce, kde byla zaznamenána rostoucí nezaměstnanost a pokles počtu volných pracovních míst. V důsledku toho klesal domácnostem disponibilní příjem, což se následně projevovalo nízkou spotřebou. V roce 2012 poskytla Evropská centrální banka (ECB) finanční pomoc řadě evropských bank. Státní dluh ČR meziročně vzrostl o 3,9 procentního bodu (p.b) na celkových 41,1 % HDP (ČNB, 2012).

Období roku 2013 se od předcházejících let příliš nelišilo. Vzhledem k přetrvávající nízké spotřebě domácností a nedostatečnému exportu do zahraničí se ČNB rozhodla pro oslabení kurzu české měny a přijala jednostranný kurzový závazek udržovat kurz české koruny vůči euru poblíž úrovně 27 CZK/EUR. Smyslem této devizové intervence ze strany centrální banky bylo přiblížit se inflačnímu cíli a udržet inflaci okolo úrovně 2 %. V důsledku oslabení koruny vůči euru byl podpořen export do zahraničí, jenž následně podpořil růst české ekonomiky. Problém se zadlužeností českých domácností a firem se již nadále neprohluboval a státní dluh dosáhl stejných hodnot jako v roce předcházejícím (ČNB, 2013).

Rok 2014 lze označit za rok znovunastartování nejen české, ale i zahraniční ekonomiky. Velkou roli v oživení ekonomiky sehrála fiskální politika státu, pokles úrokových sazeb a oslabená koruna, která podpořila český export. Jisté zpomalení vnesl do rostoucích ekonomik propad cen některých komodit, zejména ropy. Situace se začala zlepšovat rovněž na trhu práce a vlivem pozvolně rostoucích disponibilních příjmů domácností spolu s nízkými úrokovými

sazbami začaly banky poskytovat hypoteční a spotřebitelské úvěry. Výše státního dluhu se v tomto roce snížila o 2,5 p.b. na celkovou hodnotu 38,6 % HDP (ČNB, 2014).

V roce 2015 byl zaznamenán nejrychlejší ekonomický růst od vypuknutí finanční krize. V důsledku rostoucích příjmů, relativně nízkých cen pohonných hmot a úrokových sazeb vzrostla také celková životní úroveň obyvatelstva. Růst zaměstnanosti, respektive významný pokles nezaměstnanosti, se projevil vyšší spotřebou domácností. V roce 2015 vzrostla zadluženost obyvatelstva, což se následně projevilo více než 20% zvýšením objemu poskytnutých úvěrů domácnostem. Souběžně došlo k dalšímu poklesu státního dluhu na úroveň 36,7 % HDP (ČNB, 2015).

Stejně tak v letech 2016 a 2017 zrychlovalo tempo růstu české ekonomiky, což významně přispělo ke zlepšení celkové situace na trhu práce. Míra nezaměstnanosti v obou letech výrazně klesala a v únoru roku 2017 dosáhla dokonce pouhých 3,5 %, což bylo v porovnání s ostatními zeměmi Evropské unie nejméně. Rostoucí poptávka po pracovní síle se pozitivně promítla do růstu mezd, a to zejména u domácností s nižšími příjmy. Nárůst byl patrný také v případě zadluženosti, která rostla v důsledku spotřebitelské důvěry a optimistického výhledu v oblasti příjmů. Nejrychlejší dynamiku vykazovaly hypoteční úvěry, jejichž objem v roce 2016 vzrostl oproti předchozímu roku o více než 15 % a v roce 2017 tento růst ještě dále akceleroval. Úvěrové riziko se drželo napříč všemi segmenty na poměrně nízké úrovni, podíl na tom má především klesající podíl bankovních úvěrů se selháním k celkovým úvěrům. Stejně tak došlo k výraznému růstu objemu bankovních úvěrů v cizích měnách, který se do března 2017 zvýšil o 7,8 p.b. na úroveň historického maxima 30,5 %. Bankovní sektor ČR nepřetržitě udržoval vysokou kapitálovou přiměřenost, dostatečnou ziskovost a likviditu. Velmi pozitivně se projevovala také oblast státního rozpočtu, která po více než 20 letech vykazovala přebytek ve výši 61,8 mld. Kč. V obou letech 2016 a 2017 činila hodnota státního dluhu 35,5 % HDP, což je v porovnání s rokem 2012 o 8,8 p.b. méně (ČNB, 2016 a 2017).

## 2.2 Obezřetnostní politika

Obezřetnostní politika, někdy také označovaná pod pojmem makroobezřetnostní či makroobezřetnostní politika, je základním kamenem pro správné plnění úlohy ČNB v oblasti finanční stability. Hlavním smyslem a cílem obezřetnostní politiky je zabezpečit stabilitu finančního systému, současně usilovat o snížení jeho potenciální zranitelnosti a omezovat vznik systémových rizik, které na něj mohou mít negativní vliv. Tato rizika jsou monitorována prostřednictvím příslušných dohledových orgánů, výborů nebo ministerstva financí, které mimo jiné vydávají doporučení. Na celoevropské úrovni v rámci makroobezřetnostního dohledu působí Evropská rada pro systémová rizika (ESRB), ČNB (2018).

Mezi průběžné cíle makroobezřetnostní politiky patří postupné umírňování nadměrného růstu úvěrů, eliminování přílišného nesouladu splatností a nedostatku likvidity na trhu, snižování přímých a nepřímých expozic a v neposlední řadě také omezení rizik, která mohou být vyvolána morálním hazardem. Makroobezřetnostní politika by měla sloužit spíše jako prevence, která vychází z nejrůznějších analýz a indikátorů systémového rizika. Tato prevence se může vyskytovat ve formě včasné makroobezřetnostní reakce, a to např. již v dobrých časech, ve kterých zpravidla paradoxně vznikají ta největší systematická rizika (ČNB, 2018).

Existuje také mikroobezřetnostní politika, která je soustředěna na stabilitu a odolnost každé individuální finanční instituce zvlášť. Dohled pro mikroobezřetnostní politiku je v ČNB vykonáván především odbory dohledu nad finančním trhem, samostatným odborem dohledu nebo prostřednictvím licenční a sankční správy. V rámci této politiky je prováděna přísná kontrola, zda jsou dodržovány veškeré předpisy a pravidla obezřetného chování.

### 2.2.1 Nástroje obezřetnostní politiky

*„V praktické rovině lze makroobezřetnostní politiku definovat jako aplikaci sady nástrojů, jejímž cílem je snížit zranitelnost (resp. zvýšit odolnost) finančního systému prostřednictvím omezování vzniku rizik, která mohou pro systém jako celek vytvářet jednotlivé finanční instituce nebo jejich vzájemné vazby.“ (ČNB, 2018).* K tomu, aby mohla být tato sada nástrojů uplatněna, je zapotřebí nejprve posoudit aktuální odolnost systému vůči vnějším šokům a zhodnotit cyklické a strukturální zdroje systémového rizika. Dále je nezbytné správně určit pozici ekonomiky v hospodářském a finančním cyklu a vymezit seznam nejvýznamnějších bank na trhu. Mezi nejčastěji používané nástroje obezřetnostní politiky v ČR patří:

- proticyklická kapitálová rezerva,
- kapitálová rezerva ke krytí systémového rizika,
- bezpečnostní kapitálová rezerva,
- doporučení k řízení rizik spojených s poskytováním retailových úvěrů zajištěných rezidenční nemovitostí,
- seznam jiných systémově významných institucí a
- vzájemné uznávání obezřetnostních opatření.

### **2.2.1.1 Proticyklická kapitálová rezerva**

Hlavní úlohou proticyklické kapitálové rezervy je zvýšit celkovou odolnost finančního systému vůči rizikům. Tato rizika jsou úzce spjata s chováním bankovního sektoru v průběhu finančního cyklu, pro nějž jsou charakteristická velká kolísání v úvěrové dynamice, která se následně promítají formou zesílených cyklických výkyvů v ekonomické aktivitě. Usoudí-li ČNB, že dochází ke zvyšování cyklické složky systémového rizika, neprodleně zajistí akumulaci kapitálu v bankovním sektoru prostřednictvím rezerv, které zvyšují jeho odolnost. Naopak v období poklesu cyklické složky systémového rizika jsou vytvořené rezervy rozpouštěny a používány jako kapitálový polštář k financování a krytí finančních ztrát (ČNB, 2018).

Primárním cílem této rezervy je posílit odolnost úvěrových institucí a zvýšit jejich schopnost poskytovat úvěry i v případě horších časů v budoucnosti. Výhodou vytvořených rezerv je, že umožňují zabránit nebo alespoň do určité míry eliminovat dopady příliš rychlého růstu vysoce rizikových úvěrů. Rovněž umožňují odvrátit některé dodatečné šoky, které se mohou přenášet z finančního sektoru do reálné ekonomiky. Proticyklická kapitálová rezerva je stanovována čtvrtletně bankovní radou ČNB. Aktuálně uplatňovanou rezervou pro rok 2018 je pro všechny obchodníky s cennými papíry, banky a spotřební a úvěrová družstva je platná sazba ve výši 0,5 %. Sazba byla naposledy ČNB zvýšena v červnu roku 2017 ze stávajících 0,5 % na 1 % s platnou účinností od července 2018. Důvodem zvýšení sazby byly obavy z rychle rostoucích úvěrů a potřeba tvorby finančních rezerv (ČNB, 2018).

### **2.2.1.2 Kapitálová rezerva ke krytí systémového rizika**

Hlavním smyslem kapitálové rezervy ke krytí systémového rizika je omezit výskyt systémového rizika z potenciální destabilizace příslušných bank. Jednotlivé banky jsou ČNB posuzovány na základě čtyři klíčových parametrů, a sice podle velikosti, složitosti, nenahraditelnosti pro danou ekonomiku a vzájemné propojenosti s ostatními finančními



institucemi. Jakákoliv destabilizace banky by mohla znamenat kromě ztráty její důvěry ve schopnost bankovního sektoru poskytovat efektivně své služby také velmi závažné negativní dopady nejen na celý finanční systém, ale i na celou českou ekonomiku (ČNB, 2018).

Jednotlivé banky v ČR vykazují odlišnou úroveň odhadované systémové významnosti, z toho důvodu jsou definovány i různé výše sazeb této kapitálové rezervy. V minulosti byla sazba kapitálové rezervy vymezena pouze pro skupinu čtyř systémově nejvýznamnějších bank. Ovšem v rámci první pravidelné revize okruhu bank z roku 2016, byla tato skupina rozšířena o další banku. V současnosti je rezerva stanovena již pěti systémově nejvýznamnějším bankám v ČR, přičemž přehled těchto bank včetně jejich sazeb kapitálových rezerv je součástí Tab. 2.1.

**Tab. 2.1 Sazby kapitálové rezervy ke krytí systémového rizika**

Název finanční instituce	Sazba od 1.11.2014	Sazba od 1.1.2017
Česká spořitelna, a.s.	3,0 %	3,0 %
Československá obchodní banka, a. s.	3,0 %	3,0 %
Komerční banka, a.s.	2,5 %	3,0 %
UniCredit Bank Czech Republic and Slovakia, a.s.	1,0 %	2,0 %
Raiffeisenbank a.s.	-	1,0 %

*Zdroj: [www.cnb.cz](http://www.cnb.cz)*

### 2.2.1.3 Bezpečnostní kapitálová rezerva

Jedním z novějších a bezesporu velmi důležitých nástrojů je bezpečnostní kapitálová rezerva, která byla vytvořena za účelem uchování kapitálu banky. Výši rezervy tvoří 2,5 % z celkového objemu rizikové expozice tvořené nejkvalitnějším kapitálem, tj. kmenovým kapitálem označovaným jako Tier 1 (ČNB, 2018).

Do kmenového kapitálu patří hodnota splaceného základního kapitálu zapsané v obchodním rejstříku, hodnota splaceného emisního ážia, povinných rezervních fondů a ostatních fondů ze zisku, dále hodnota nerozděleného zisku po zdanění z předchozího období, zisk snížený o předpokládanou výši dividendy, zisk běžného období snížený o předpokládané dividendy a zisk snížený o odečitatelné položky.

Podle zákona č. 21/1992 Sb. o bankách platí pro všechny banky povinnost dodržovat bezpečnostní kapitálovou rezervu, přičemž její sazba ve výši 2,5 % je v čase neměnná. Při implementaci evropské regulace do českého práva byla tato rezerva zavedena okamžitě a její plnění je po bankách vyžadováno již od roku 2014.

#### **2.2.1.4 Doporučení k řízení rizik spojených s poskytováním retailových úvěrů zajištěných rezidenční nemovitostí**

ČNB v rámci své činnosti pravidelně analyzuje a vyhodnocuje vývoj úvěrů zajištěných rezidentní nemovitostí a na základě zjištěných výsledků vydává formou úředního sdělení Doporučení k řízení rizik spojených s poskytováním retailových úvěrů zajištěných rezidenční nemovitostí. Doporučení ČNB je formulováno v návaznosti na legislativní akty EU a na doporučení vydaného ESRB a jinými mezinárodními orgány. Toto úřední sdělení obsahuje kompletní přehled doporučených limitů a pravidel pro vybrané nástroje obezřetnostní politiky a s jeho pomocí se ČNB snaží sledovat jeden z hlavních průběžných cílů makroobezřetnostní politiky. Tím cílem je snaha o zmírnění a vyloučení nadměrného růstu úvěrů a finanční páky (ČNB, 2018).

Kombinací rychlého růstu úvěrů zajištěných rezidenční nemovitostí při současném uvolňování úvěrových standardů a zvyšování cen těchto nemovitostí může vést k akumulaci systémových rizik v celém finančním sektoru. Jsou-li identifikována rostoucí nebo zvýšená rizika, ČNB usiluje za pomoci příslušných nástrojů o zmenšení zranitelnosti finančního sektoru. V rámci doporučení vydaného ESRB je dále uvedeno, že k prosazování průběžného cíle je zapotřebí zmírnit, v lepším případě zcela vyloučit nadměrný růst úvěrů, který úzce souvisí s financováním nákupu nemovitostí, a to stanovením maximálního poměru úvěrového ukazatele (LTV – loan to value), ČNB (2018).

Hodnota ukazatele LTV je nastavena v takové výši, aby případná volatilita cen nemovitostí nenutila dlužníka vstupovat do závazků, které zásadním způsobem převyšují hodnotu nemovitosti v zástavě. V období nepříznivého ekonomického vývoje a s ním souvisejícího poklesu cen nemovitostí je zapotřebí, aby i v tomto časovém úseku sloužila hodnota nemovitosti jako dostatečná forma zajištění poskytnutého úvěru.

Z informací, které v posledních letech vyplynuly v rámci provádění makroobezřetnostní politiky, je zřejmé, že se v prostředí uvolněných úvěrových standardů a nízkých úrokových sazeb tvoří cenová spirála, která by mohla být zdrojem systémového rizika. ČNB z tohoto důvodu pravidelně vydává formou úředního sdělení souhrn kvantitativních a kvalitativních doporučení, které mají za cíl zvýšit kvalitu stávajících interních systémů řízení rizik ve finančních institucích (ČNB, 2018).

Dle zákona č. 257/2016 Sb. je toto doporučení zaměřeno na všechny osoby, které jsou jako podnikatel oprávněny poskytovat spotřebitelský úvěr. Mezi tyto osoby lze řadit

veškeré bankovní instituce a družstevní záložny, jenž působí na území České republiky a pobočky zahraničních bank. Dále je toto doporučení vztaheno na retailové úvěry zajištěné rezidenční nemovitostí a spotřebitelské úvěry poskytované fyzickým osobám – obyvatelstvu. Kompletní přehled doporučení, která jsou vydávána ČNB, je následující (ČNB, 2018):

- doporučení A: Dodržování limitů pro hodnoty LTV u nově poskytovaných retailových úvěrů zajištěných rezidenční nemovitostí,
- doporučení B: Hodnocení schopnosti klienta splácet a odolat zvýšené zátěži,
- doporučení C: Zamezení uvolňování úvěrových standardů stanovováním nadměrných délek splatností či nestandardních průběhů splácení,
- doporučení D: Obezřetný přístup k refinancovaným úvěrům s navýšením zůstatkové hodnoty jistiny,
- doporučení E: Poskytování úvěrů sjednaných zprostředkovateli a
- doporučení F: Poskytování úvěrů k financování koupě rezidenční nemovitosti pro další pronájem.

Vzhledem k značné obsáhlosti jednotlivých doporučení jsou blíže charakterizována pouze některá doporučení.

V případě prvního doporučení ČNB navrhuje, aby hodnota ukazatele LTV žádného retailového úvěru zajištěného rezidenční nemovitostí nepřesáhl výši 90 %. Poskytovatelům je zároveň doporučeno, aby podíl nově poskytnutých retailových úvěrů zajištěných rezidenční nemovitostí v intervalu 80–90 % nečinil více než 15 % objemu retailových úvěrů zajištěných rezidenční nemovitostí poskytnutých v daném čtvrtletí.

Dalším doporučením pro poskytovatele retailových úvěrů zajištěných rezidenční nemovitostí je sledovat vývoj ukazatelů DTI a DSTI a správně vyhodnocovat schopnost klienta splácet závazky ze svých vlastních finančních zdrojů, a to i v případě nepříznivých či zhoršených podmínek.

Délka splatnosti retailového úvěru zajištěného rezidenční nemovitostí by neměla být delší, než je časový horizont ekonomické aktivity klienta nebo životnost nemovitosti. Obecně platí, že by neměla přesahovat dobu 30 let a v případě nezajištěného spotřebitelského úvěru by měla být jeho splatnost kratší než 8 let.

Poskytovatelé by měli v rámci spolupráce se zprostředkovateli úvěrů uplatňovat výhradně opatrný přístup a zohledňovat veškerá rizika, která mohou produkovat nadměrné uvolňování úvěrových standardů.

ČNB pravidelně kontroluje a hodnotí plnění výše uvedených doporučení A až F ze strany poskytovatelů a dvakrát do roka provádí výběrová šetření struktury nově poskytovaných úvěrů. Výsledky jsou pravidelně zveřejňovány ve Zprávě o finanční stabilitě.

#### **2.2.1.5 Seznam jiných systémově významných institucí**

ČNB je povinna sestavit seznam jiných systémově významných institucí a pravidelně alespoň jednou do roka tento seznam přezkoumat a případně aktualizovat. Pro rok 2018 byly jako jiné systémově významné instituce stanoveny tyto konsolidační celky:

- Československá obchodní banka,
- Česká spořitelna,
- Komerční banka,
- Raiffeisenbank,
- UniCredit Bank Czech Republic and Slovakia,
- PPF FH B.V. (osoba regulovaného konsolidačního celku PPF banka) a
- Jakabovič & Tkáč (osoba regulovaného konsolidačního celku J&T banka).

Vzhledem k povinnosti bank s vysokým stupněm domácí systémové významnosti udržovat kapitálovou rezervu ke krytí systémového rizika, ČNB nepokládá za nezbytné vymezovat bankám zařazeným mezi jiné systémově významné instituce dodatečný kapitálový požadavek (ČNB, 2018).

#### **2.2.1.6 Vzájemné uznávání obezřetnostních opatření**

Finanční trh ČR může být tvořen nejen domácími ale i zahraničními subjekty, a to zejména ve formě poboček nebo přímého přeshraničního poskytování služeb. Pro zahraniční subjekty nemusí být makrobezpečnostní ustanovení přijatá na území členského státu nutně vždy závazná. Důsledkem toho se může projevit určitá míra oslabení účinnosti přijatých opatření a vzniknout nerovnost mezi podmínkami. Kvůli zajištění maximální účinnosti a konzistentnosti makrobezpečnostní politiky byl do pravidel začleněn institut reciprocity, který představuje možnost automatického uplatnění těchto opatření i v ostatních členských státech. Směrnicí CRD IV je stanovena povinná reciprocita u některých opatření,

kteřá mohou nepochybně způsobit značné přeshraniční dopady. Příkladem těchto opatření je proticyklická kapitálová rezerva, která souvisí s bankovní expozicí (ČNB, 2018).

## **2.2.2 Basilejské dohody o kapitálové přiměřenosti**

Koncept kapitálové přiměřenosti vznikl na základě častých selhání bank v 90. letech minulého století. Příčiny těchto selhání jsou spojovány se špatnými investicemi, nedostatečně vysokým kapitálem k případnému krytí podstupovaných ztrát a rizik, nevhodnou strukturou aktiv a pasiv nebo špatnou regulací bankovního sektoru. Postupně se do popředí začala dostávat myšlenka Basilejských dohod, které měly zahrnovat obecně platné principy regulace a dohledu nad bankovním sektorem. Celý koncept prošel dlouholetým vývojem a jeho struktura byla již několikrát kvůli zjištěným nedostatkům modifikována.

### **2.2.2.1 Basel I**

V roce 1988 byla Basilejskou komisí pro bankovní dohled (BCBS) vyhotovena v pořadí první Basilejská dohoda o kapitálové přiměřenosti označovaná pojmem Basel nebo Basel I. Úplně poprvé byla koncipována pravidla pro členské banky zemí G10 a stanovena povinná minimální výše kapitálové přiměřenosti ve výši 8 %, kterou byly povinny tyto banky dodržet. V původní verzi byl požadavek na kapitálovou přiměřenost počítán pouze na úvěrové riziko. Následně byl přijat dodatek k první Basilejské dohodě, který tuto verzi rozšířil o tržní riziko.

Postupem času se však začala objevovat řada problémů. Hlavní nedostatky se projevíly především kvůli nízké sofistikovanosti konceptu a jeho neschopnosti reagovat na nejnovější trendy. Další slabinou Basel I bylo, že bral v úvahu pouze úvěrové riziko, a nikoliv i další rizika jako např. riziko operační, které může mít stejné nebo mnohem horší dopady pro banku. Na základě těchto zmíněných nedostatků byl původní koncept kapitálové přiměřenosti Basilejskou komisí pro bankovní dohled přepracován a rozšířen o další rizika (ČNB, 2018).

### **2.2.2.2 Basel II**

Původní podoba konceptu kapitálové přiměřenosti byla přepracována a nahrazena Novou basilejskou dohodou o kapitálové přiměřenosti (Basel II). Nová verze je postavena na třech pilířích:

- kapitálový požadavek,
- proces dohledu a
- tržní disciplína.

Tyto jednotlivé pilíře se vzájemně podporují a doplňují, proto by výskyt jakéhokoliv problému v jedné oblasti mohl znamenat ztrátu funkčnosti celého konceptu.

Hlavní rozdíl Basel II oproti původnímu Basel I spočívá v tom, že v nové verzi je kapitálový požadavek počítán nejen na úvěrové a tržní riziko, ale také na riziko operační. Přístupy pro měření těchto rizik a stanovení kapitálového požadavku jsou uvedeny v rámci prvního pilíře. Součástí druhého pilíře je prováděn dohled nad dostatečnou úrovní kapitálové přiměřenosti ve výši 8 % a je také posuzována celková funkčnost a kvalita vnitřních kontrolních systémů. Cílem třetího pilíře je posílit nejen tržní disciplínu, ale také transparentnost bankovního systému. Basilejská komise proto zavedla povinnost zveřejňovat informace o postupovaných rizicích, aby měla široká veřejnost dostatečný přehled o rizikovosti jednotlivých bank. Toto opatření mělo bránit bankám v podceňování podstupovaného rizika a přinutit je držet dostatečnou výši kapitálu pro případné krytí (ČNB, 2018).

Postupem času se i v tomto novějším pojetí kapitálové přiměřenosti začaly projevovat jisté nedostatky. V rámci Basel II se mají modely tendenci chovat procyklicky. To znamená, že v době ekonomického růstu je podstupované riziko podceňováno, a naopak v době ekonomické recese je toto riziko zase příliš přeceňováno. Z tohoto důvodu začala vznikat třetí Basilejská dohoda o kapitálové přiměřenosti.

### **2.2.2.3 Basel III**

Nejnovější verze konceptu kapitálové přiměřenosti, která doplňuje a rozšiřuje v současnosti ještě stále platný Basel II, byla v České republice implementována již v roce 2013. Od roku 2019 by měl Basel III začít platit v plném rozsahu. Nová podoba Dohody obsahuje řadu novinek a změn, patří mezi ně:

- kvantitativní a kvalitativní požadavky na kapitál bank,
- snížení významu externího ratingu,
- posílení řízení likvidity,
- nový ukazatel pákového poměru – leverage ratio.

Největší změny lze pozorovat u regulatorního kapitálu, u něhož dochází ke zvýšení dosavadní výše kapitálové přiměřenosti, která má být rozšířena ještě o konzervační a proticyklický polštář. Hodnota konzervační kapitálového polštáře je stanovena v pevné výši 2,5 %, v případě proticyklického kapitálového polštáře se bude hodnota vyvíjet podle aktuální situace na trhu, maximálně však v rozmezí 0 % až 2,5 %. V období ekonomického růstu může

být hodnota kapitálového požadavku navýšena až na hodnotu 13 %, v období ekonomické kontrakce může být hodnota tohoto ukazatele pouze ve výši 10,5 % (ČNB, 2018).

Další změna se týká externího ratingu, jehož vypovídací schopnost se bude do budoucna pravděpodobně snižovat. Z toho důvodu by se měly banky při hodnocení rizikovosti aktiv orientovat a spoléhat především na svůj vlastní ratingový systém.

V rámci třetí změny je kladen důraz na posílení řízení likvidity a z toho důvodu vznikly také dva nové ukazatele. Prostřednictvím ukazatele krátkodobé likvidity (LCR – Liquidity Coverage Ratio) je sledováno, zda je banka schopna pokrýt možný odliv veškerých aktiv po dobu 30 dní za předpokladu, že současně žádná aktiva neobdrží. Druhým ukazatelem je poměr čistého stabilního financování (NSFR - Net Stable Funding Ratio). Pomocí něj lze sledovat, zda je dodržen věcný a časový princip obezřetného financování bank, to znamená, že úvěry dlouhodobého charakteru jsou financovány z dlouhodobých zdrojů, a naopak krátkodobé úvěry z krátkodobých zdrojů (ČNB, 2018).

Poslední novinkou je doplňkový ukazatel pákového poměru (LR – Leverage Ratio), který by měl přispět k omezení nadměrného využívání cizích zdrojů na bankovním trhu.

## **2.3 Živnostenské podnikání**

Následující kapitola je věnována oblasti živnostenskému podnikání. Ze všeho nejdříve je přiblížena a obecně charakterizována živnostenská činnost. Poté je vymezena právní úprava živnostenského podnikání, všeobecné a zvláštní podmínky a subjekty, které mohou tuto živnost provádět. Další podkapitola je zaměřena na kategorizaci jednotlivých druhů živností se zaměřením na ohlašovací a koncesovanou živnost. Část kapitoly je vyčleněna k popisu možných způsobů zániku živnostenského oprávnění a v úplném závěru jsou popsány základní statistické údaje živnostenského podnikání v České republice týkající se vývoje a zásadních změn.

### **2.3.1 Obecné vymezení živnostenského podnikání**

Živnostenskou činností lze chápat specifickou oblast podnikání v oblasti výroby, obchodu a poskytování služeb. Dále se jedná o soustavnou činnost, která je provozována samostatně, vlastním jménem, na vlastní odpovědnost, za účelem dosahování zisku a za podmínek, jež stanoví příslušný právní předpis. Soustavnou činností je myšlen nepřetržitý nebo pravidelně opakující se výkon určité činnosti v dlouhém časovém horizontu. Může se jednat i o činnost, která je prováděna pouze sezóně, minimálně však alespoň jednou do roka. Samostatnost vyjadřuje skutečnost, že je daná živnostenská činnost uskutečňována v rámci procesu živnostenského podnikání, a nikoliv zaměstnaneckého poměru.

Provozováním činnosti pod vlastním jménem lze chápat, že podnikatel provádí jednotlivé právní úkony výhradně pod názvem své obchodní firmy, který je zapsán v obchodním rejstříku nebo, pokud se jedná o FO, pod svým vlastním jménem a příjmením. Vlastní odpovědností lze vyjádřit povinnost podnikatele odpovídat za své závazky, které souvisí s jeho podnikatelskou činností. Posledním znakem živnostenské činnosti je dosahování zisku, která však ve skutečnosti není zcela rozhodující. Důležitý je fakt, že podnikatel chce tohoto zisku svou podnikatelskou činností dosáhnout.

### **2.3.2 Právní úprava živnostenského podnikání**

Živnostenské podnikání je upraveno zákonem č. 455/1991 Sb., o živnostenském podnikání a lze jej provozovat pouze na základě živnostenského oprávnění. Živnostenským zákonem není řízena pouze podnikatelská činnost vykonávaná fyzickou osobou (FO), ale také činnost prováděna právnickou osobou (PO), tedy např. obchodní společností, družstvem, státním podnikem atd., která má typické znaky živnosti. Podle zákona č. 570/1991 Sb.,



o živnostenských úřadech je řízen výkon státní správy a zákonem č. 513/1991 Sb., jsou upravena veškerá práva a povinnosti podnikatelů, včetně podmínek provozování jejich živnostenské činnosti. Kromě zákonů je nezbytnou součástí právní úpravy také vymezení daňové povinnosti, účetnictví, ochrany spotřebitele, cen, různých hygienických a požárních předpisů apod.

### **2.3.3 Podmínky provozování živnostenské činnosti**

Každá živnost bez ohledu na její druh může být provozována pouze na základě řádného splnění všeobecných a zvláštních podmínek. Mezi všeobecné podmínky provozování živnosti patří dosažení 18 let věku, způsobilost k právním úkonům a trestní bezúhonnost. Živnost lze provozovat od okamžiku dovršení zletilosti tedy nejdříve od 18 let věku. Podle Občanského zákoníku se však daná osoba může stát zletilou ještě před dosažením tohoto věku i na základě uzavření manželského svazku, nejdříve však od 16 let věku.

V tomto případě tedy není potřebná podmínka splněna a živnost tak nemůže být touto osobou provozována. Fyzickou osobu lze považovat za způsobilou k právním úkonům tehdy, jestliže daná osoba nabývá práva, je zavázána k právním povinnostem a vstupuje do právních vztahů, které může příslušnými právními úkony měnit a rušit. Za trestně bezúhonnou osobu lze považovat osobu, která v minulosti nespáchala úmyslný trestný čin v souvislosti s podnikatelskou činností a nebyla pravomocně odsouzena. Bezúhonnost kontroluje příslušný živnostenský úřad prostřednictvím výpisu z evidence rejstříku trestů.

Mezi zvláštní podmínky provozování živnosti lze zařadit odbornou nebo jinou způsobilost, která bývá nejčastěji prokázána v podobě certifikátů, diplomů, vysvědčeních a osvědčeních o odborné kvalifikaci apod. Podle toho, zda se jedná o vázanou, řemeslnou nebo koncesovanou živnost, se mohou tyto jednotlivé podmínky lišit.

### **2.3.4 Subjekty oprávněné provozovat živnost**

Na základě živnostenského zákona může v ČR provádět živnostenskou činnost každá fyzická nebo právnická osoba, která splnila zákonem předepsané podmínky nebo osoba, která má státní povolení tuto živnost provozovat. Podle zákona tedy může tuto živnost vykonávat fyzická osoba s trvalým pobytem na území ČR nebo právnická osoba se sídlem na území ČR a ve stejném rozsahu a za stejných podmínek také zahraniční osoba, která má sídlo nebo bydliště mimo území ČR, pokud zákon nestanoví jinak.

## **2.3.5 Druhy živností a jejich členění**

Existuje celá řada možností, jak jednotlivé živnosti kategorizovat, a to např. podle typu podnikání nebo podle způsobu jejího provozování atd. V základním členění lze živnosti dělit na dvě velké skupiny, a sice na živnosti ohlašovací a koncesované.

### **2.3.5.1 Ohlašovací živnost**

Ohlašovací živnost lze rozdělit na živnost volnou, vázanou a řemeslnou, přičemž hlavním kritériem pro toto členění je požadovaná odborná nebo jiná způsobilost. Tuto živnost lze začít provozovat na základě písemného ohlášení příslušnému živnostenskému úřadu, a to od okamžiku jeho podání nebo ode dne, který podnikatel v tomto ohlášení označí jako den zahájení své podnikatelské činnosti. Obecně platí, že podmínky pro získání tohoto druhu živnosti jsou v porovnání s podmínkami u koncesovaných živností mnohem méně náročné. Zpravidla pro získání povolení provozovat živnost stačí, aby podnikatel splnil živnostenským zákonem předepsané podmínky, řádným způsobem živnost ohlásil a projevil snahu a vůli tuto živnost provozovat.

Nejčastějším druhem ohlašovací živnosti je živnost volná, pro jejíž provozování není zapotřebí jakékoliv odborné nebo jiné způsobilosti. Nezbytně nutné je však splnit všeobecné podmínky stanovené živnostenským zákonem. Hlavním předmětem volné živnosti je především výrobní, obchodní a zprostředkovatelská činnost.

V případě vázané živnosti je zapotřebí splnit kromě všeobecných podmínek také podmínky zvláštní. Obvykle se jedná o prokazování odborné způsobilosti, která se liší podle zvoleného druhu oboru, a kterou je potřeba doložit odpovídajícím dokladem o uznání odborné kvalifikace. Vzhledem ke skutečnosti, že je vázaná živnost spojená s vyššími riziky ohrožení života, zdraví a majetku, je tato odborná způsobilost zpravidla přidělována pouze kvalifikovaným odborníkům s dostatečnou praxí.

U ohlašovací živnosti řemeslné je nezbytně nutné obdobně jako v předchozím případě splnit oba dva druhy podmínek a odbornou způsobilost. V tomto případě je odborná způsobilost dokládána adekvátním dokumentem o řádném ukončení odborného vzdělání včetně praxe v oboru, ve kterém je řemeslná živnost provozována. Tímto dokumentem může být např. výuční list, vysvědčení o maturitní zkoušce, vysvědčení ze střední odborné školy, diplom o absolvování vysokoškolského studijního programu, osvědčení o odborné kvalifikaci nebo

rekvalifikaci apod. Podle živnostenského zákona je za praxi považován výkon odborných činností, které se vztahují k danému oboru živnosti nebo oboru jemu příbuznému.

#### **2.3.5.2 Koncesovaná živnost**

Koncesovanou živnost lze provozovat na základě živnostenským úřadem uděleného povolení neboli koncese, a to od okamžiku nabytí právní moci rozhodnutí o jejím udělení. Obdobně jako u živností ohlašovacích i zde je zapotřebí splnit nejen všeobecné podmínky, ale také podmínky zvláštní, které jsou v tomto ohledu mnohem přísnější. Povolení provozovat koncesovanou živnost může být udělena pouze osobě, která získala potřebný souhlas orgánů statní moci. Do této skupiny živností patří zejména obory se zvlášť vysokou mírou rizika ohrožení života, majetku a zdraví. Z toho důvodu mohou být podmínky provozování živnosti ze strany živnostenského úřadu pozměněny nebo stanoveny zcela nové.

#### **2.3.6 Zánik živnostenského oprávnění**

Existuje několik důvodů a způsobů, na základě kterých, může dojít k zániku živnostenského oprávnění. Nejčastěji může toto oprávnění zaniknout smrtí podnikatele, zánikem právnické osoby, uplynutím doby, výmazem z obchodního rejstříku, stanoví-li tak zvláštní právní předpis, zrušení nebo pozastavení.

Dojde-li k úmrtí podnikatele jakožto fyzické osoby a ostatní osoby jako jsou dědicové, partner, pozůstalý manžel nebo manželka, správce dědictví nebo insolvenční správce neprojeví zájem pokračovat v živnostenském podnikání, toto živnostenské oprávnění zaniká dnem úmrtí podnikatele. V opačném případě mají tyto osoby oprávnění v živnosti pokračovat po celou dobu dědického řízení i bezprostředně po jeho skončení. Tuto skutečnost však musí neprodleně oznámit příslušnému živnostenskému úřadu, a to nejpozději do 3 měsíců od úmrtí podnikatele.

Dnem zániku právnické osoby automaticky zaniká také živnostenské oprávnění a tato právnická osoba je vymazána z příslušné evidence. V případě, že živnost i nadále pokračuje např. změnou obchodní společnosti nebo družstva, nebo převodem jmění na jednoho společníka, je zapotřebí tuto skutečnost ohlásit a požádat o udělení koncese. Koncesní listina může být vydána na dobu určitou nebo neurčitou.

Dalším způsobem, jak může dojít k zániku živnostenského oprávnění je vlivem uplynutí doby, na kterou je živnostenské oprávnění zřízeno. Stanovenou dobu oprávnění živnosti je možné prodloužit na základě ohlášení změny (u ohlašovacích živností) nebo podání žádosti

(u koncesovaných živností). V obou případech musí daný podnikatel tyto změny a požadavky s dostatečným předstihem ohlásit na příslušném živnostenském úřadě.

Každá fyzická nebo právnická osoba, která chce vykonávat podnikatelskou činnost na území tohoto státu, musí být zapsána v obchodním rejstříku. Oprávnění provozovat živnost zaniká dnem, kdy došlo k vymazání osoby z tohoto rejstříku.

Předposledním způsobem, jak může dojít k zániku živnostenského oprávnění, je na základě stanovení zvláštního právního předpisu. Živnostenský úřad může rozhodnout o zániku živnostenského oprávnění buďto na základě podané žádosti přímo podnikatelem nebo na základě vlastních úsudků jakožto určitý druh sankce. Podnikatel může přijít o živnostenské oprávnění tehdy, jestliže pozbude trestní bezúhonnosti nebo způsobilosti k právním úkonům, nebo pokud mu byl soudem nebo správním orgánem udělen zákaz na dále provozovat svou živnostenskou činnost. Stejně tak může živnostenský úřad toto oprávnění odebrat v případě, kdy podnikatel zvláště závažným způsobem porušil předepsané podmínky o udělení koncese, nebo tehdy, jestliže svou živnost neprovozoval více než 4 roky, nemá povolení k pobytu na území České republiky, nebo pokud neplní podmínky bezdlužnosti a vykazuje vůči státu dluh. Živnostenské oprávnění rovněž zaniká tehdy, kdy podnikatel do jednoho roku neučiní na výzvu živnostenského úřadu určitá nápravná opatření a neodstraní vzniklé závady.

Je-li živnostníkovi odebrána koncese nebo o ni z nějakého důvodu přijde, může to pro něj do budoucna představovat velké finanční problémy. Má-li totiž s živnostenskou činností spojeny kupříkladu nějaké nesplacené závazky nebo jiné dluhy na majetku, odebráním koncese přichází živnostník o potenciální zisk. Obdobně tomu může být v situaci, kdy je koncese v daném předmětu činnosti udělena několika dalším živnostníkům, a kdy je příjem rozdělen mezi několik lidí. Vlivem těchto ušlých finančních prostředků může dojít k růstu objemu nesplacených úvěrů.

### **2.3.7 Zásadní změny, které mohly ovlivnit živnostenské podnikání**

Novelizace zákona č. 455/1991 Sb., o živnostenském podnikání přinesla řadu změn a úprav ve prospěch živnostníků. Jednou z nich je například zrušení živnostenských listů a koncesních listin, které v minulosti sloužily jako průkaz živnostenského oprávnění. Tyto průkazy byly nahrazeny novým jediným dokladem – výpisem z rejstříku, který obsahuje veškeré údaje. Rovněž bylo zrušeno 125 volných živností a byla zavedena pouze jedna volná živnost rozdělená do 80 oborů, což se také radikálně projevilo na nižších správních poplatcích.

Dále byly zrušeny místní příslušnosti živnostenských úřadů podle místa bydliště nebo sídla společnosti. V tomto případě mohou podnikatelé ohlásit živnost nebo oznámit změny na kterémkoliv živnostenském úřadě v ČR, což pro živnostníky představuje určitou časovou úsporu. Mezi další výhody patří zrušení povinné praxe v oboru, kterou ocenili především provozovatelé řemeslných živností. Pro získání živnostenského oprávnění již není potřeba doložit důkaz o absolvování několikaleté praxe, stačí pouze předložit doklad o odborné způsobilosti v oboru např. výuční list. Rovněž byla zkrácena lhůta provést zápis do rejstříku a vydat žadateli o koncesi průkaz živnostenského podnikání z 15 dní na 5 dnů.

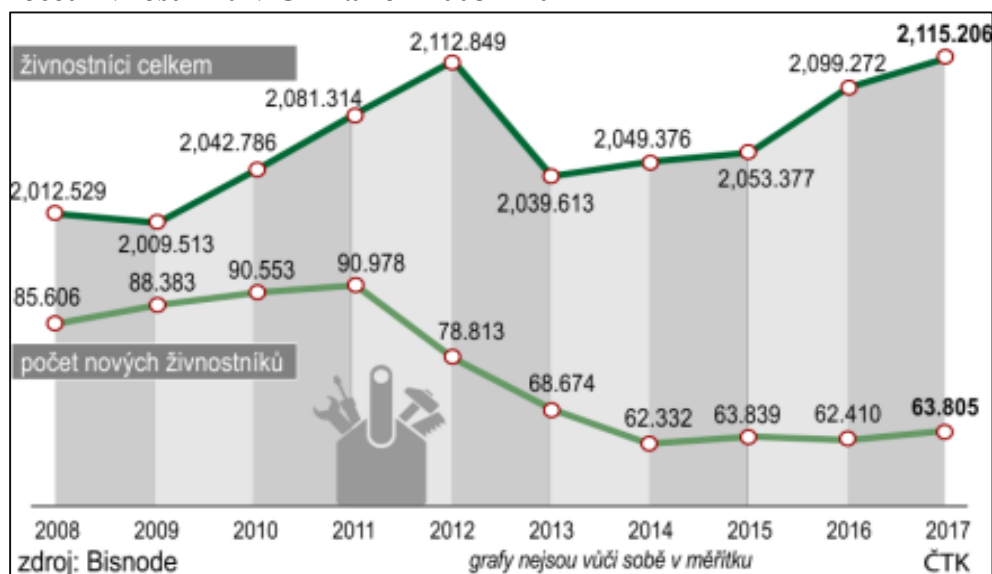
Další změny se týkaly například restrukturalizace, přesunů a slučování živností, problematiky úřední adresy a místa podnikání nebo rušení živnostenského oprávnění na žádost podnikatele a mnoho dalších. Většina provedených změn a úprav měla za cíl zjednodušit náročný právní rámec živnostenského podnikání a přimět tak více lidí zahájit živnostenskou činnost. Vzhledem k údajům v Grafu 2.1 lze konstatovat, že tato novelizace zákona byla úspěšná, neboť od roku 2009 je zřejmý růst nově registrovaných živnostníků.

### **2.3.8 Vývoj živnostenského podnikání v ČR**

Živnostníci představují velmi důležitou a neodmyslitelnou součást každé ekonomiky, protože se významným způsobem podílejí na tvorbě hrubého domácího produktu, zabezpečování pracovních příležitostí a v neposlední řadě pak ekonomicky přispívají k rozvoji obcí, měst a regionů. Malé a střední firmy jsou velmi důležitým segmentem národního hospodářství, snadněji se přizpůsobují vnějším neočekávaným změnám a jsou tak odolnější vůči šokům zvenčí. Mohutný rozvoj živnostenského podnikání započal v období 90. let minulého století vlivem přechodu z centrálně plánované ekonomiky k ekonomice tržní. Vzrůstající počet nově vznikajících malých a středních podniků se ustálil až s příchodem krize v roce 1997 a od té doby začal zase pozvolna růst.

Světová krize v roce 2008 se brzdou projevila také na českém trhu živnostníků. V tomto období došlo k dramatickému poklesu počtu živnostenských oprávnění o více než 20 %, v absolutním vyjádření o 1 145 670. Krizové období bylo charakteristické zvýšenou mírou nezaměstnanosti a zhoršenou životní úrovní obyvatelstva, které bylo nuceno omezit svou spotřebu. V této nepříznivé ekonomické situaci rovněž vzrostly úrokové sazby bank, což se negativně projevilo na neschopnosti živnostníků splácet své úvěry. Po uplynutí dlouhého období se začala česká ekonomika pozvolna zotavovat, což se projevilo také na trhu živnostníků.

**Graf 2.1 Počet živnostníků v ČR za rok 2008 – 2017**



Zdroj: [www.ceskenoviny.cz](http://www.ceskenoviny.cz), 2018

Jak je z výše uvedeného grafu patrné, celkový počet živnostníků od roku 2008 do roku 2017, s výjimkou let 2009 a 2013, zaznamenal převážně rostoucí trend. Počet nově zaregistrovaných živnostníků však od roku 2011 převážně klesal a v posledních letech spíše stagnoval. V loňském roce 2017 bylo registrováno 63 805 nových živnostenských oprávnění provozovat živnostenskou činnost, z toho však 47 871 zaniklo nebo zkrachovalo. Meziročně tedy počet živnostníků v ČR vzrostl o pouhých 15 934, což je téměř třikrát méně než v roce 2016. Stejně tak meziročně klesá podíl aktivních živnostníků. Podle odhadů společnosti Bisnode, která se zabývá poskytováním ekonomických informací o firmách, ve skutečnosti vyvíjí podnikatelskou činnost pouze necelá polovina z celkového počtu živnostníků, přičemž převážnou část neaktivních živnostníků tvoří ženy. Nejčastěji je živnost přerušována v oblasti velkoobchodu s potravinami, nápoji a tabákovými výrobky, kde podíl neaktivních živnostníků činí 91,74 %. Často jsou živnostenské listy zřizovány pouze na „zkoušku“ nebo na vedlejší samostatnou výdělečnou činnost ([www.ceskenoviny.cz](http://www.ceskenoviny.cz), 2018).

Jednou z hlavních příčin častého zániku živnostenských činností je složitá a náročná legislativa, kvůli které živnostníci raději preferují odchod ze živnostenského trhu do zaměstnaneckého poměru. Stejně tak příliš komplikovaná administrativa a správa daní nutí živnostníky v mnoha případech svou podnikatelskou činnost ukončit. Dalším důvodem, proč konkrétně v roce 2016 zanikla řada nejen pohostinských činností, bylo zavedení elektronické evidence tržeb (EET). Častou příčinou krachu většiny živnostníků je výrazné posílení pozic velkých obchodních řetězců na českém trhu nebo špatná platební morálka zákazníků, neboť až třetina z nich platí faktury po splatnosti.

Na druhou stranu, i přes klesající tempo, počet živnostníků nadále přibývá, na což může mít pozitivní vliv nejen kupní síla spotřebitelů, ale i větší ochota bank poskytovat úvěry při nízkých rokových sazbách. V posledních letech byl ale zaznamenán úbytek hlavních živností, a naopak stoupl význam živností vedlejších, které nepředstavují pro živnostníky hlavní zdroj příjmu. Důvodem, proč v posledních letech klesá počet hlavních živností jsou jisté obavy ze stability pravidelnosti příjmů.

### **2.3.9 Statistické údaje o živnostenském podnikání v ČR za rok 2017**

Na základě statistických údajů a informací Ministerstva práce a obchodu (MPO) byly zjištěny následující skutečnosti. K 31.12.2017 bylo evidováno celkem 3 660 644 platných živnostenských oprávnění, což je přibližně o 15 tisíc více než v roce 2016. Největší zastoupení zde měly obdobně jako v minulých letech živnosti volné (2 116 604) a živnosti řemeslné (981 317), které se oproti předchozímu roku nějak výrazně nezvyšovaly. Z hlediska subjektů držely živnostenské oprávnění z jejich celkového součtu více než dvě třetiny fyzických osob (2 854 598) a zbývajících 806 046 oprávnění právnické osoby. Podle krajů bylo registrováno největší počet platných živnostenských oprávnění v hlavním městě Praha, následně ve Středočeském kraji a Jihomoravském kraji (MPO, 2018).

Závěrem 4. čtvrtletí roku 2017 drželo živnostenské oprávnění celkem 1 912 469 mužů a 942 129 žen, přičemž s výjimkou živnosti vázané, dominovali u všech ostatních druhů živností zejména muži. Největší počet držení oprávnění měla obě pohlaví u volné živnosti, kde bylo celkem zaznamenáno 1 666 897 živnostenských oprávnění. Naopak nejmenší počet byl evidován u koncesované živnosti (MPO, 2018).

Největší počet živnostenských oprávnění podle věkové struktury je evidován u věkové skupiny 41 – 45 let, kde celkem 445 260 osob drží oprávnění provozovat živnost. Na vyšších příčkách mají rovněž nejvyšší procentuální zastoupení skupiny ve věku 46 – 50 let (12,72 %) a 36 – 40 let (12,35 %). Naopak nejmenší počet je zaznamenán u osob starších 85 let (0,12 %) a téměř úplně zanedbatelný počet 12ti oprávnění drží věková skupina mladší 18 let (MPO, 2018).

V roce 2017 bylo rovněž vydáno celkem 113 817 živnostenských oprávnění cizincům, což je v porovnání s předchozím rokem 2016 zhruba o 10 tisíc více. Největší zastoupení cizinců držících živnostenské oprávnění se nachází v hlavním městě v Praze (32 600), Středočeském kraji (9 612) a Ústeckém kraji (7 814), přičemž se zpravidla jedná o živnostníky pocházející nejčastěji z Ruska, Ukrajiny, Slovenska a Vietnamu. Téměř jedna třetina cizinců podniká

v oblasti maloobchodu, stavebnictví a vzdělávací činnosti. U vietnamských živnostníků převládá obchod, v případě Ukrajinců stavebnictví a u Rusů vzdělávací činnost ve formě překladatelských služeb (MPO, 2018).

Mezi nejvýznamnější obory, ve kterých je zaznamenáno největší počet živnostenských oprávnění patří výroba, obchod a služby neuvedené v přílohách 1 až 3 živnostenského zákona (celkem 2 116 604), hostinská činnost (208 773) a v neposlední řadě výroba, úprava a prodej kvasného lihu, konzumního lihu, lihovin a ostatních alkoholických nápojů (125 367), MPO (2018).

### **2.3.10 Rizikové skupiny z hlediska splácení úvěrů**

Za velmi rizikovou skupinu z hlediska splácení úvěrů lze považovat mladé živnostníky ve věku od 18 – 25 let nebo obecně nové živnostníky, kteří se na trhu vyskytují velmi krátce a nemají dostatek potřebných zkušeností a finančních prostředků ke krytí svých vlastních závazků, a kteří neplní řádným způsobem své povinnosti.

Další rizikovou skupinou mohou být živnostníci, kteří provozují živnostenskou činnost pouze jako vedlejší přivýdělek. Existuje se zde riziko, že se tito lidé nebudou své živnosti dostatečně věnovat a zajímat se o ni, čímž se mohou velmi rychle dostat do finančních problémů.

V neposlední řadě lze do rizikové skupiny zahrnout manžele. Největší rizika vznikají v období ekonomického růstu, protože banky nabízí vlivem příznivé ekonomické situace relativně levné úvěry za méně přísných podmínek. To může pro mladý pár nebo pro manžele představovat velmi lákavou nabídku. Z dlouhodobého hlediska to však není ideální, protože v okamžiku, kdy nastane ekonomická recese a jeden z manželů například přijde o práci, nebudou již nadále schopni své úvěry splácet.



### 3 Charakteristika vybraných metod ekonometrické analýzy

Cílem této kapitoly je specifikovat podstatu a význam ekonometrické analýzy, vymezit základní pojmy z ekonometrické terminologie a charakterizovat její jednotlivé oblasti. Úvod kapitoly je věnován vymezení pojmu ekonometrie jako vědní disciplíny. Následně budou představeny základní etapy ekonometrické analýzy včetně ekonomické, matematické a ekonometrické formulace modelu. Poté je blíže popsána oblast datové analýzy a odhadu parametrů modelu.

Značná část kapitoly je určena k objasnění postupu statistické, ekonometrické a ekonomické verifikace modelu. V samotném závěru kapitoly jsou charakterizovány přístupy k predikci modelu. Pro zpracovávání této kapitoly byly čerpány informace z odborných knižních titulů Cipra (2013), Hančlová (2012), Hušek (2007) a Wooldridge (2013).

Ekonometrie je vědní disciplína, která za pomoci matematických a statistických nástrojů vyhledává, měří, empiricky ověřuje a testuje vzájemné funkční vztahy a souvislosti v oblasti ekonomických a společenských jevů. Využívá přitom také základních poznatků z informatiky a ekonomické teorie. V teoretické rovině je tato vědní disciplína propojením tří oblastí, a to matematické ekonomie, matematické statistiky a ekonomické statistiky.

Matematická ekonomie vyjadřuje zpravidla prostřednictvím rovnic slovní ekonomickou teorii. Ekonomická statistika se zaměřuje na sběr a zpracování dat ve formě tabulek a grafů. Řadu metod a speciálních technik pro generování výsledků nabízí matematická statistika. Podle Hančlová (2012), lze proces klasického ekonometrického modelu rozdělit do pěti hlavních fází:

1. formulace modelu,
2. sběr a analýza dat,
3. odhady parametrů modelu,
4. verifikace modelu,
5. využití odhadnutého modelu k predikci.

### 3.1 Formulace modelu

Jednoznačné vymezení a formulace modelu je nezbytnou fází ekonometrické analýzy. Celé ekonometrické modelování lze definovat ve třech rovinách – ekonomické, matematické a ekonometrické.

#### 3.1.1 Ekonomická formulace modelu

Prvním krokem u ekonomické formulace modelu je vymezit předmět zkoumání a provést klasifikaci ekonomických veličin. V dalším kroku je zapotřebí verbálně definovat vzájemné vazby a vztahy mezi jednotlivými veličinami ve zkoumaném systému. Následně jsou formulovány výchozí hypotézy, které mají za cíl objasnit chování příslušných ekonomických veličin. V ekonometrii jsou rozlišovány dva druhy proměnných. Tou první je endogenní (vysvětlovaná) proměnná, která je generována přímo modelem. Druhá exogenní (vysvětlující) proměnná je determinována mimo příslušný model.

$$y_t = f(x_{1t}, x_{2t}, \dots, x_{nt}). \quad (3.1)$$

Platí, že vysvětlovaná proměnná  $y_t$  je závislá na vysvětlující proměnné  $(x_{1t}, x_{2t}, \dots, x_{nt})$ . Čím vyšší počet relevantních proměnných model zahrnuje, tím vyšší je jeho přesnost. Výsledkem této části je ekonomický model, který ve zjednodušené podobě zobrazuje skutečnost zkoumaného problému.

#### 3.1.2 Matematická formulace modelu

V případě matematické formulace modelu se klade důraz na definování klíčových proměnných v modelu. Následně je nezbytné transformovat ekonomický model do analytické formy funkčního předpisu z hlediska složitosti a z hlediska vazeb. Posledním krokem matematické formulace je určení očekávaných pozitivních nebo negativních vztahů, případně jiných omezení pro parametry modelu. Matematickou formulaci modelu lze zapsat jako

$$y_t = \beta_1 + \beta_2 \cdot x_t, \quad (3.2)$$

kde  $y_t$  zastupuje závislou (vysvětlovanou, endogenní) proměnnou,  $x_t$  hodnota nezávislé (vysvětlující, exogenní) proměnné v čase  $t$ , přičemž předpokládáme pozitivní vztah mezi těmito veličinami. Koeficient  $\beta_1$  je parametr úrovně konstanty a  $\beta_2$  parametr sklonu.

### 3.1.3 Ekonometrická formulace modelu

Ekonometrická formulace modelu vychází z matematické formulace modelu, která je však doplněna o náhodnou složku, též označovanou chybová nebo reziduální složka. Náhodná složka zastupuje chyby, které vznikají vlivem opomenutí některé významné vysvětlující proměnné, špatnou agregací dat nebo v důsledku nepřesného měření zadaných proměnných apod. Rozšířením původní matematické formulace modelu o danou náhodnou složku se stává tento model z deterministického modelem stochastickým. V základní podobě ho lze zapsat následovně

$$y_t = \beta_1 + \beta_2 \cdot x_t + \varepsilon_t, \quad (3.3)$$

kde  $\varepsilon_t$  je reziduální složka, nebo v rozšířené verzi jako

$$\hat{y}_t = \hat{\beta}_1 + \hat{\beta}_2 \cdot x_t + \hat{\varepsilon}_t, \quad (3.4)$$

přičemž platí, že vzájemné vazby mezi jednotlivými proměnnými mohou být buďto pozitivní ( $\hat{\beta}_2 > 0$ ) nebo negativní ( $\hat{\beta}_2 < 0$ ). Následně lze tuto podobu vzorce využít k detailní analýze dat a predikci budoucích hodnot.

## 3.2 Sběr a analýza dat

Nezbytnou součástí ekonometrického modelování je získání adekvátních dat, což může být sám o sobě velmi náročný a zdoluhavý proces. V současnosti existuje sice velké množství informačních zdrojů a databází, řada z nich však může obsahovat chyby, které by mohly při modelování následně způsobit potíže. Jedním ze způsobů, jak těmto problémům předcházet, je čerpat datové soubory pouze z důvěryhodných zdrojů. Mezi ně patří kupříkladu databáze Eurostatu, Organizace pro hospodářskou spolupráci a rozvoj (OECD), databáze Evropské centrální banky (ECB) nebo ČNB, Český statistický úřad (ČSÚ) a jiné národní a nadnárodní databáze.

### 3.2.1 Popis datového souboru

Každý disponibilní datový soubor je zpravidla postoupen k pečlivému rozboru, který může mimo jiné zahrnovat také kompletní úpravu a očištění získaných dat. Jednotlivé veličiny jsou vymezeny z časového, prostorového a obsahového hlediska. Statistická data mohou být různého druhu. Buďto lze pracovat s údaji časových řad (časová analýza)

nebo s tzv. průřezovými daty (průřezová analýza). Kombinací těchto dvou datových souborů lze získat analýzu panelových dat.

V této diplomové práci jsou využity údaje časových řad, které poskytují informace o hodnotách pozorovaných veličin v předem stanoveném časovém horizontu, kterým bývá zpravidla několik po sobě jdoucích měsíců nebo čtvrtletí, nejčastěji však let. V ekonometrických modelech je u časových řad kladen také velký důraz na stejnou frekvenci pozorování. Tou lze chápat například velikost intervalu mezi jednotlivými pozorováními nebo pravidelnost, s jakou je daný záznam získáván. Nezbytnou součástí časových dat je rovněž také chronologické uspořádání v čase.

V další části je blíže specifikován proces dekompozice dat a analýza odlehleho a extrémního pozorování. Na závěr jsou popsány způsoby transformace časových řad.

### **3.2.2 Dekompozice časových řad**

K dekompozici časových řad dochází tehdy, je-li v příslušné časové řadě zahrnuta sezónnost, která může negativním způsobem ovlivňovat výsledky ekonometrického modelování. Z toho důvodu je vhodné sezónnost eliminovat a usilovat o její úplné odstranění. Časovou řadu lze obecně dekomponovat na čtyři základní složky – trendovou, sezónní, cyklickou a reziduální. Výhodou takovéto dekompozice je jednodušší a snadno rozpoznatelné chování časové řady.

Trendová složka reflektuje dlouhodobé změny v příslušné časové řadě. Příkladem takového trendu může být dlouhodobý ekonomický růst nebo pokles. Sezónní složka odráží periodicky se opakující změny v časových řadách. Zpravidla se jedná o změny, které nastávají v průběhu určitého období jednoho kalendářního roku, a které se každoročně opakují. Sezónní změny nejčastěji souvisí se střídáním ročního období, během kterých může docházet k různým výkyvům v oblasti zaměstnanosti, produkce, prodeje, spotřeby apod.

Cyklická složka je charakteristická krátkodobým kolísáním hodnot kolem dlouhodobého rovnovážného trendu. Přítomnost cyklické složky v průběhu časové řady může být zapříčiněna existencí vnějších vlivů, jejichž původ vzniku je velmi obtížné určit. Náhodné fluktuace nesystematického charakteru jsou promítány v reziduální složce. Právě tato složka přetrvává v časové řadě po vyjmutí trendové, sezónní i cyklické složky. Výhodou reziduální složky je, že dokáže pokrýt případné chyby vzniklé při měření nebo chyby, kterých se dopustí sám analytik. Cipra (2013) uvádí, že reziduální složka označuje posloupnost nekorelovaných

náhodných veličin s nulovou střední hodnotou a konstantním rozptylem. Rozklad časové řady lze provést následujícími způsoby dekompozice:

- aditivní,
- multiplikativní a
- smíšená.

Aditivní dekompozice je uplatňována tehdy, je-li variabilita hodnot časové řady v čase přibližně konstantní. Platí, že jednotlivé složky časové řady jsou při aditivním rozkladu zaznamenávány v absolutních jednotkách a měřeny v jednotkách původní časové řady. Tvar aditivní dekompozice je dán součtem jednotlivých složek a má následující podobu:

$$y_t = T_t + S_t + C_t + \varepsilon_t, \quad (3.5)$$

kde  $y_t$  představuje původní časovou řadu,  $T_t$  trendovou složku,  $S_t$  sezónní složku,  $C_t$  cyklickou složku a  $\varepsilon_t$  reziduální složku v daném čase  $t$ .

Multiplikativní rozklad je uvažován tehdy, je-li variabilita časové řady v čase rostoucí nebo neměnná. Při multiplikativní dekompozici je trendová složka uváděna v absolutních hodnotách. Zbývající cyklické, sezónní a reziduální složky časové řady jsou zaznamenány v relativním vyjádření a jsou považovány za bezrozměrné. Pro vyjádření multiplikativní dekompozice lze využít následující vzorec, který je dán součinem jednotlivých komponentů:

$$y_t = T_t \cdot S_t \cdot C_t \cdot \varepsilon_t. \quad (3.6)$$

V případě smíšené dekompozice je vztah dán kombinací výše zmíněných přístupů, a proto je jeho podoba následující

$$y_t = T_t \cdot S_t \cdot C_t + \varepsilon_t. \quad (3.7)$$

### 3.2.3 Analýza odlehlých a extrémních hodnot

Odlehlá pozorování se vyznačují hodnotami vzdálenými více než 1,5násobku mezikvartilové odchylky od hodnoty kvartilů. Jinými slovy ty hodnoty, které se nacházejí pod dolním nebo nad horním kvartilem ve vzdálenosti větší než  $[1,5 \cdot (q_{0,75} - q_{0,25})]$ , jsou označovány jako odlehlé hodnoty. Extrémní pozorování jsou charakteristická pro více než trojnásobek mezikvartilové odchylky, tedy pro vzdálenosti větší než  $[3 \cdot (q_{0,75} - q_{0,25})]$ .

Ze všeho nejdříve jsou analyzovaná vstupní data vzestupně seřazena a následně dle kvartilového rozpětí  $q$  zakreslena pomocí grafu Box Plot označovaný také jako krabicový diagram, vousatá krabička (viz graf 3.1), ve kterém je rovněž možné pozorovat zmíněné odlehlé a extrémní hodnoty.

**Obr. 3.1 Krabicový diagram**



*Zdroj: vlastní zpracování*

Následně jsou v diagramu tato data z výběru rozdělena na vnitřní, vnější a odlehlá. Hlavní část grafu tvoří obdélník, jehož hrany představují hodnoty dolního a horního kvartilu. Dolní kvartil  $q_{0,25}$  je dán jako 25% kvantil a horní kvartil  $q_{0,75}$  je určen jako 75% kvantil. Vnitřní prostor tohoto obdélníku je tvořen mediánem, který činí 50 % hodnot výběru. Od hran obdélníku jsou kolmo vedeny dvě úsečky. Délka těchto úseček je stanovena vzdáleností tzv. vnitřních hradeb od hran tohoto obdélníku. Výpočet vnitřních a vnějších hradeb lze provést na základě tohoto předpisu

$$\text{Dolní vnitřní hradba } h_D = x_{0,25} - 1,5q$$

$$\text{Horní vnitřní hradba } h_H = x_{0,75} + 1,5q$$

(3.8)

$$\text{Dolní vnější hradba } H_D = x_{0,25} - 3q$$

$$\text{Horní vnější hradba } H_H = x_{0,75} + 3q.$$

Jednotlivé hradby jsou určeny k identifikaci dat v datovém výběru. Obecně platí, že ty hodnoty, který se nacházejí uvnitř vnitřních hradeb, jsou označovány jako hodnoty přilehlé. V prostoru mezi vnitřními a vnějšími hradbami je možné idenfítikovat hodnoty vnější. Vzdálené nebo jinak odlehlé hodnoty se nacházejí zevně vnějších hradeb.

Nevýhodou odlehlých pozorování je, že mohou zkreslovat výsledky statistických testů. Z toho důvodu je zapotřebí tyto odlehlé hodnoty vyhledat a prozkoumat. Jedná-li se o jejich ojedinělý výskyt, je možné je v dalších analýzách vyloučit. Pokud by však jejich přítomnost výrazně ovlivňovala výsledky odhadu, je zapotřebí tyto odlehlé hodnoty nahradit. Extrémní hodnoty v modelu je zapotřebí nahradit vždy.

### 3.2.4 Transformace časových řad

Transformace časové řady je úzce spjata s nestacionární časovou řadou, která se může vyznačovat změnami v rozptylu a střední hodnotě. Typickým znakem této časové řady je přítomnost rostoucího nebo naopak klesajícího trendu. Možnosti, jak daný trend odstranit, jsou následující:

- zavedení umělé proměnné,
- transformace diferencováním,
- transformace dat prostřednictvím růstu.

Zavedení umělé proměnné v rámci zkoumaného regresního modelu je vhodné v případech, kdy je zapotřebí vzít v potaz určitý zásadní zlom v průběhu časové řady. Může se jednat např. o významné výkyvy velkého rozsahu v předválečném období, v období před krizí i bezprostředně po ní.

V případě transformace diferencováním lze jednoduše odstranit některé dekompoziční složky. Tento způsob transformace je využíván tehdy, je-li v transformované řadě vykazován lineární trend. Cipra (2013) uvádí následující tvar první difference sledované proměnné v čase  $t$  jako

$$diff\_y_t = \Delta y_t = y_t - y_{t-1}, \quad (3.9)$$

přičemž  $y_t$  je sledovaná proměnná v čase  $t$  a  $y_{t-1}$  proměnná zpožděná o jedno období. Celá transformace je přitom založena na absolutní změně proměnné. U datových souborů s větší frekvencí dat je nejčastěji aplikována meziroční difference, může být však použita také čtvrtletní nebo měsíční. Princip transformace dat prostřednictvím růstu je dán relativní změnou proměnné. Vzorec pro výpočet je uveden jako

$$growth\_y_t = \frac{y_t - y_{t-1}}{y_{t-1}}, \quad (3.10)$$

kde  $growth\_y_t$  představuje růst sledované proměnné v čase  $t$ . Nepodaří-li se i přesto odstranit přítomnost nestacionarity v časové řadě, lze její dopady na výsledky odhadu snížit alespoň prostřednictvím logaritmu

$$y_t \rightarrow \ln y_t. \quad (3.11)$$

### 3.3 Odhady parametrů modelu

V následující podkapitole jsou z hlediska podstaty a významu popsány korelační analýza, odhad lineárního regresního modelu a na závěr je vysvětlen také koeficient determinace.

#### 3.3.1 Korelační analýza

Korelační analýza slouží k vyjádření síly závislosti mezi dvěma a více proměnnými, tedy jinými slovy, do jaké míry odpovídá zkoumaný regresní model skutečnosti. Jestliže je mezi sledovanými veličinami prokázána statisticky významná korelace, mezi nimi existuje vzájemná závislost. Proměnné jsou korelované tehdy, mají-li určité hodnoty jedné proměnné tendenci se vyskytovat společně s určitými hodnotami druhé proměnné.

V případě, že se v modelu vyskytují dvě nezávislé proměnné se silnou mírou korelace, je vhodné jednu proměnnou z daného modelu odstranit. Tímto způsobem je zamezeno duplicitním informacím, které by mohly ovlivnit výsledky modelu. Nachází-li se však v daném modelu závislá a nezávislá proměnná, je naopak kladen velký důraz na vysoký stupeň korelace.

Pomocí křížové korelace lze zjistit, zda jsou dané proměnné používány ve správném čase. Prostřednictvím grafického znázornění křížové korelace lze jednoduše zjistit, v jakém časovém období je mezi závislými a nezávislými veličinami největší míra korelace.

Sílu lineární závislosti mezi dvěma náhodnými proměnnými s dvourozměrným normálním rozdělením lze kvantifikovat s pomocí Pearsonova korelačního koeficientu, který nabývá hodnot v intervalu  $\langle -1; 1 \rangle$  a lze jej vypočítat pomocí vztahu

$$r_{X,Y} = \frac{\sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X}) \cdot (Y_i - \bar{Y})}{\sqrt{\sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X})^2 \cdot \sum_{i=1}^n (Y_i - \bar{Y})^2}}. \quad (3.12)$$

Nabývá-li korelační koeficient záporných hodnot, znamená to, že se v modelu vyskytuje nepřímá korelace (hodnoty jedné proměnné se zvyšují, hodnoty druhé proměnné se naopak snižují). Kladné hodnoty vyjadřují přímou korelaci (zvýšení hodnoty jedné proměnné vyvolá zvýšení hodnoty druhé proměnné). Nulová hodnota korelačního koeficientu vyjadřuje nezávislost mezi veličinami.



### 3.3.2 Odhad lineárního regresního modelu

Jednoznačně nejdůležitějším ekonomickým nástrojem je regresní analýza, která kvantitativně popisuje vztah mezi finančními a ekonomickými veličinami, někdy také označované jako proměnné. Hlavní podstatou regrese je objasnit změny hodnot jedné závislé proměnné změnami hodnot ostatních nezávislých proměnných.

Rovnici pro lineární regresní model lze podle Cipra (2013) formulovat jako

$$\hat{Y}_t = \hat{\beta}_1 + \hat{\beta}_2 \cdot x_{t2} + \dots + \hat{\beta}_m \cdot x_{tm} + \hat{\varepsilon}_t, \quad (3.13)$$

kde  $\hat{Y}_t$  představuje hodnotu závislé vysvětlované proměnné  $y$  v čase  $t$ ;  $x_{t1}, x_{t2}, \dots, x_{tm}$  jsou hodnoty nezávislých vysvětlujících proměnných pozorované v čase  $t$ ;  $\hat{\beta}_1, \hat{\beta}_2, \dots, \hat{\beta}_m$  jsou neznámé parametry modelu. Dále platí, že vysvětlující proměnná  $x_1$  je vždy rovna jedné ( $x_1 \equiv 1$ ) a jejím hlavním úkolem je modelovat s pomocí parametru  $\hat{\beta}_1$  tzv. absolutní člen označovaný jako  $\alpha$ . Parametry  $\hat{\beta}_2, \dots, \hat{\beta}_m$  vyjadřují, za platné podmínky *ceteris paribus*, změnu hodnoty závislé proměnné  $\hat{Y}_t$ , jestliže se hodnota nezávislé proměnné  $x_m$  zvýší o jednu jednotku. Reziduální složka je rovněž nezbytnou součástí modelu a zahrnuje souhrn veškerých vlivů, chyb v měření ekonomických a finančních veličin, nesprávnou volbu regresního vztahu a jiné další jevy.

Cipra (2013) uvádí několik typů metod, s jejichž pomocí lze odhadnout jednotlivé veličiny, patří mezi ně:

- metoda nejmenších čtverců,
- metoda maximální věrohodnosti a
- zobecněná metoda momentů.

Pro účely praktické části této diplomové práce je blíže specifikována pouze metoda nejmenších čtverců *Sq*. Hlavním cílem této metody je nalézt nejmenší kvadratické odchylky mezi zjištěnými a odhadnutými hodnotami. Dalším úkolem metody nejmenších čtverců je vyhledávat odhady parametrů  $\beta$  takovým způsobem, aby byl minimalizován součet čtverců neboli součet druhých mocnin vertikálních vzdáleností hodnot závislé proměnné  $y_t$  od regresní přímky. Současně usiluje o co možná nejlepší proložení regresní přímky množinou pozorovaných bodů, což lze podle Cipra (2013) zaznamenat jako

$$Sq = \sum_{t=1}^T [Y_t - (\beta_1 + \beta_2 \cdot x_{t2} + \dots + \beta_m \cdot x_{tm})]^2. \quad (3.14)$$

Vlastnosti odhadu metodou nejmenších čtverců lze odvodit pro klasický model lineární regrese pouze v případě, že jsou splněny základní předpoklady. Jak uvádí Cipra (2013) a Hančlová (2012), hlavní předpoklady jsou následující:

- lineární regresní model je správně specifikován,
- střední hodnota reziduální složky je rovna nule,
- reziduální složky podléhají normálnímu rozdělení pravděpodobnosti,
- regresní parametry jsou náhodné a mohou tudíž nabývat libovolných hodnot,
- jednotlivé parametry nejsou korelované s reziduální složkou v identickém čase,
- konstantní rozptyl reziduální složky je konstantní (existence homoskedasticity),
- mezi vysvětlujícími parametry není pozorován dokonalý lineární vztah (neexistence multikolinearity),
- reziduální složky nejsou navzájem mezi sebou korelované (neexistence autokorelace).

### 3.3.3 Koeficient determinace

Koeficientem determinace lze vyjádřit, jakou část z celkové variability ve výsledných naměřených datech lze objasnit prostřednictvím odhadnutého regresního modelu. Hodnota tohoto koeficientu nabývá hodnot v intervalu 0 až 1, přičemž platí, že čím vyšší je koeficient determinace, tím větší je vypovídací schopnost daného modelu.

Výpočet koeficientu determinace je rozložen do několika kroků. Ze všeho nejdříve je vypočítán nástroj úplného součtu čtverců (TSS), který lze podle Cipra (2013) vypočítat pomocí vztahu

$$TSS = \sum_{t=1}^T (y_t - \bar{y})^2, \quad (3.15)$$

TSS je složen ze dvou dílčích částí. První část je tvořena reziduálním součtem čtverců (RSS) a druhou část představuje vysvětlený součet čtverců (ESS). V dalším kroku je proto vypočítán RSS podle vzorce

$$RSS = \sum_{t=1}^T \hat{\varepsilon}_t^2 = \sum_{t=1}^T (y_t - \hat{y}_t)^2, \quad (3.16)$$

a následně také ESS podle vztahu

$$ESS = \sum_{t=1}^T (\hat{y}_t - \bar{y})^2, \quad (3.17)$$

V závěrečné fázi lze již jednoduše vypočítat hledaný koeficient determinace, který je definován jako

$$R^2 = \frac{ESS}{TSS} = \frac{TSS - RSS}{TSS} = 1 - \frac{RSS}{TSS}. \quad (3.18)$$

$R^2$  je výběrovou verzí čtverce korelačního koeficientu mezi  $y$  a  $\hat{y}$ , z toho plyne, že musí platit  $0 \leq R^2 \leq 1$ . „Jestliže je tato čtvercová korelace vysoká (blízko jedné), pak model daným datům padne dobře; jestliže je naopak tato čtvercová korelace nízká (blízko nuly), pak se model pro daná data příliš nehodí.“ Cipra (2013, s. 50).

Existuje také upravený koeficient determinace (Adjusted  $R^2$ ), který je vhodný především k porovnání modelů, jenž se liší celkovým počtem proměnných. Lze jej zapsat jako

$$\bar{R}^2 = 1 - (1 - R^2) \cdot \frac{n-1}{n-k}, \quad (3.19)$$

kde  $\bar{R}^2$  je upravený koeficient determinace,  $n$  je počet pozorování a  $k$  je počet parametrů.

### 3.4 Verifikace modelu

V následující části bude provedena detailní specifikace v pořadí statistické, poté ekonometrické a na závěr ekonomické verifikace ekonometrického modelu.

#### 3.4.1 Statistická verifikace

Statistická verifikace představuje ověření statistické reálnosti celého ekonometrického modelu i jeho jednotlivých parametrů. Významnou součástí statistické verifikace je testování statistické významnosti, při jejímž ověřování je vycházeno ze statistických hypotéz. V rámci testování hypotéz je zpravidla využíván studentův t-test a F-test na předem stanovené hladině významnosti  $\alpha$ . Základní princip testování spočívá v rozhodnutí o přijetí nebo zamítnutí příslušné hypotézy. Takovýto test lze provést prostřednictvím kritického oboru t-statistiky, intervalu spolehlivosti neboli tzv. F-statistiky nebo pomocí p-hodnoty.

Testování hypotéz lze rozdělit do pěti základních kroků. Prvním důležitým krokem statistické verifikace je určení nulové hypotézy ( $H_0$ ), která je testována proti alternativní hypotéze ( $H_A$ ). V matematickém vyjádření lze dané hypotézy formulovat takto:

$$\begin{aligned} H_0 : \beta_i &= 0 \\ H_A : \beta_i &\neq 0, \end{aligned} \tag{3.20}$$

kde regresní parametr  $H_0$  je na dané hladině významnosti  $\alpha$  statisticky nevýznamný (jednostranný test) a regresní parametr  $H_A$  je statisticky různý od nuly. Může být tedy kladný nebo záporný, a to znamená, že je na hladině významnosti statisticky významný (oboustranný test).

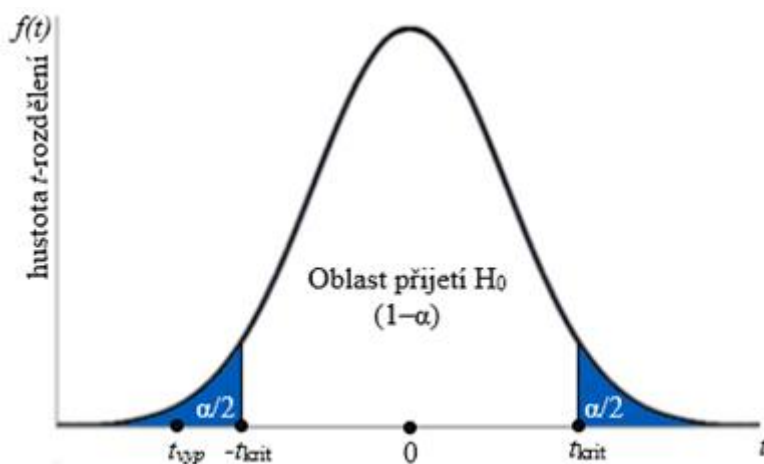
Ve druhém kroku je zapotřebí zvolit příslušnou hladinu významnosti  $\alpha$ , která vyjadřuje míru pravděpodobnosti nesprávného zamítnutí parametru  $H_0$ . Obecně platí, že čím je zvolená hladina významnosti nižší, tím je test statisticky významnější. Cílem je tedy zvolit co nejmenší hodnotu pravděpodobnosti (hladiny významnosti), aby byl konečný výsledek modelu co nejpřesnější. Statistické testy jsou zpravidla prováděny na 1%, 5% nebo 10% hladině významnosti, záleží na konkrétním druhu oboru.

Existuje rovněž také tzv. hladina spolehlivosti, která je inverzní vůči hladině významnosti a je intervalovým rozpětím vymezené střední hodnoty. Určuje tedy míru pravděpodobnosti naopak správného zamítnutí regresního parametru  $H_0$  a lze ji zapsat jako:

$$1 - \alpha. \quad (3.21)$$

Pro účely diplomové práce postačí práce s 5% hladinou významnosti, respektive s 95% hladinou spolehlivosti. Grafické podoby jednostranného a oboustranného testu jsou zaznamenány v Obr. 3.2 a Obr. 3.3.

**Obr. 3.2 Grafická podoba statistické verifikace**



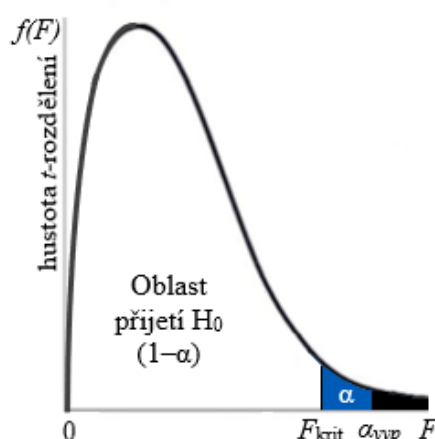
*Zdroj: vlastní zpracování*

V pořadí třetím podstatným krokem je nalezení kritické hodnoty, která představuje hranici mezi statisticky významnou a statisticky nevýznamnou hodnotou t-statistiky. Jedním z možných způsobů, jak danou kritickou oblast najít, je vyhledání tzv. stupňů volnosti  $df$ , které jsou dány rozdílem mezi daným počtem pozorování a počtem parametrů modelu. Lze je najít v odborných knižních publikacích, na internetových stránkách nebo přes statistickou funkci  $TINV(\alpha, df)$  v Microsoft Excelu. Testovací kritérium lze vypočítat za pomoci následujícího vzorce:

$$t_{vyp} = \frac{\hat{\beta}_i - \mu_i}{\hat{\sigma}_{\beta_i}} = \frac{\hat{\beta}_i - 0}{\hat{\sigma}_{\beta_i}} = \frac{\hat{\beta}_i}{\hat{\sigma}_{\beta_i}} \sim t(df), \quad (3.22)$$

kde  $\hat{\beta}_i$  představuje odhadnutou hodnotu parametru,  $\mu_i$  střední hodnotu parametru,  $\hat{\sigma}_{\beta_i}$  je odhad směrodatné odchylky,  $t_{df}$  zastupuje studentovo rozdělení pravděpodobnosti,  $n$  počet pozorování a  $k$  počet regresních parametrů.

**Obr. 3.3 Testování statistické významnosti regresního modelu**



*Zdroj: vlastní zpracování*

V rámci čtvrtého kroku dochází k porovnání kritické hodnoty statistiky s její skutečně vypočítanou. Za předpokladu, že platí vztah

$$|t_{vyp}| > |t_{krit}|, \quad (3.23)$$

potom je zamítnuta  $H_0$  na dané hladině významnosti  $\alpha$ , je přijímána  $H_A$ , a parametr  $\beta_i$  je statisticky významný. Správnost výpočtu lze provést za pomoci vypočítané p-hodnoty  ${}_i\alpha_{vyp}$ , kde levý dolní index zastupuje testovou statistiku, se kterou je počítáno. K získání potřebné p-hodnoty lze využít funkci  $TDIST(t_{vyp}, df, 2)$  v Microsoft Excelu. Následně je vzhledem k rozhodovacímu pravidlu srovnávána vypočítaná p-hodnota s předem určenou hladinou významnosti  $\alpha$ . Jestliže platí následující vztah

$${}_i\alpha_{vyp} < \alpha, \quad (3.24)$$

je hypotéza  $H_0$  zavrhnuta.

Za pomoci F-statistiky lze provést komplexní kontrolu významnosti celého modelu. Ze všeho nejdříve je zapotřebí stanovit hypotézy pro vícenásobný regresní model. K tomu lze využít níže uvedené vztahy

$$\begin{aligned} H_0 : \beta_2 = \beta_3 = \dots = \beta_n &= 0 \\ H_A : \beta_2 \neq 0 \vee \beta_3 \neq 0 \vee \dots \vee \beta_n &\neq 0 \end{aligned} \quad (3.25)$$

kde v případě regresního parametru  $H_0$  na dané hladině významnosti  $\alpha$  je model statisticky nevýznamný kvůli nulovým koeficientům. Regresní parametr  $H_A$  je na dané hladině významnosti statisticky významný, protože je zde přítomen alespoň jeden nenulový koeficient.

V posledním pátém kroku je srovnání kritická hodnoty F-statistiky  $F_{krit}$  s její skutečně vypočítanou hodnotou  $F_{vyp}$ . K nalezení kritické hodnoty F-statistiky lze opětovně využít např. odbornou publikaci s tabulkou kritických hodnot nebo statistickou funkci  $FINV(\alpha, df_1, df_2)$  v Microsoft Excelu. Hodnota vypočítané F-statistiky je dána vztahem

$$F_{vyp} = \frac{ESS / df_1}{RSS / df_2} = \frac{ESS / (k - 1)}{RSS / (n - k)} \sim F(df_1, df_2). \quad (3.26)$$

Vzhledem k rozhodovacímu pravidlu rozlišujeme:

$$F_{vyp} > F_{krit}, \quad (3.27)$$

v tomto případě je zamítnuta  $H_0$  na dané hladině významnosti  $\alpha$ . Správnost výpočtu lze ověřit prostřednictvím p-hodnoty  ${}_F\alpha_{vyp}$ , kterou je možné vypočítat s pomocí statistické funkce  $FDIST(F_{vyp}; df_1, df_2)$  v Microsoft Excelu. Poté je možné konfrontovat stanovenou hladinu významnosti s vypočtenou, a pokud

$${}_F\alpha_{vyp} < \alpha, \quad (3.28)$$

pak je zamítnuta  $H_0$ , tedy přijímána  $H_A$ , a v tom případě je daný lineární regresní model statisticky významný.

### 3.4.2 Ekonometrická verifikace

Ekonometrickou verifikací lze chápat ověření veškerých podmínek a předpokladů, které jsou neodmyslitelnou součástí každé zdařilé aplikace ekonometrických metod, testů apod. V opačném případě může nesplnění podmínek vést k nepřesným a zkresleným výsledkům. Součástí této verifikace je rovněž testování jejich dílčích částí, tedy autokorelace, heteroskedasticity a multikolinearity, které jsou v této kapitole podrobně popsány. Závěr této kapitoly je věnován stručné charakteristice správného testování specifikace modelu a normálního rozdělení reziduí.

### 3.4.2.1 Autokorelace

Autokorelaci lze charakterizovat jako sériovou nezávislost náhodných složek vysvětlované proměnné. Lejnarová, Ráčková, Zouhar (2009) uvádí, že se nejedná o závislost mezi dvěma a více veličinami, ale o závislost mezi různými hodnotami jedné proměnné. Tato závislost vzniká tehdy, existuje-li mezi náhodnou složkou a jejími zpožděnými hodnotami nějaká korelace. Hlavní příčinou výskytu autokorelace je časová setrvačnost, která se vyskytuje ve většině údajů časových řad zejména ekonomických veličin. Hodnoty v určitém období mohou být ovlivněny hodnotami předcházejícího období, což se může negativně promítnout právě formou autokorelace. Platí, že čím je časová řada delší, tím je pravděpodobnost výskytu autokorelace menší.

Mezi další příčiny vzniku autokorelace patří špatné vymezení matematické podoby modelu např. vlivem opomenutí důležité proměnné nebo naopak nadbytečným zahrnutím chyb vysvětlované proměnné do reziduální složky. Nesprávná specifikace modelu nebo chyba v transformaci výběrových dat mohou být dalším důvodem pro výskyt autokorelace. Stejně tak chyby v měření, různé nepřesnosti v hodnotách, zprůměrovaná, vyrovnaná, extrapolovaná a jiná data jsou častým důvodem vzniku autokorelace, kde se promítají ve formě reziduální složky.

Výskyt autokorelace lze odhalit prostřednictvím grafických a sofistikovaných testů. Jak uvádí Hančlová (2012) ke grafickým testům patří:

- XY bodový graf,
- liniový graf zachycující vývoj standardizovaných reziduí,
- graf autokorelační funkce reziduální složky (ACF),
- graf parciální autokorelační funkce náhodné složky (PACF).

Pomocí XY bodového diagramu lze vizuálně znázornit vzájemný vztah nebo závislost mezi dvěma a více proměnnými. Závislá proměnná je zde zastoupena časovou řadou náhodné složky a nezávislá proměnná představuje časovou řadu náhodné složky zpožděnou o jedno časové období. Náhodnou složku lze aproximovat jejím odhadem. Při vyhodnocování autokorelace je důležité rozpoznat, zda mezi jednotlivými rezidui existuje nějaký vzájemný vztah a jakých hodnot v intervalu  $\langle -1;1 \rangle$  nabývá koeficient korelace  $\rho$ .



Autokorelaci prvního řádu lze potvrdit tehdy, pokud mezi danými rezidui skutečně existuje vzájemná závislost. Náhodné rozmístění reziduí je známkou toho, že autokorelaci prvního řádu lze jednoznačně vyloučit. Je-li

- $\rho > 0$ , pak se jedná o kladnou autokorelaci
- $\rho < 0$ , pak se jedná o zápornou autokorelaci
- $\rho = 0$ , pak je v modelu přítomna sériová nezávislost náhodných složek, respektive tzv. neautokorelace

Další variantou grafického testování je liniový graf, jenž pomáhá zachytit vývoj standardizovaných reziduí v čase a rozhodnout, zda je rozložení příslušných hodnot zcela náhodným jevem či nikoliv. Ze všeho nejdříve je zapotřebí vyobrazit liniový graf s pásmem 95% konfidenčního intervalu o rozpětí  $\langle -1,96; 1,96 \rangle$ . Platí, že 95 % všech hodnot by se mělo nacházet právě pouze v tomto intervalu.

S využitím grafu ACF lze jednoduše posoudit přítomnost sériové závislosti o jedno nebo vícero zpoždění až do  $n$ -tého řádu včetně nepřímé autokorelace. Prostřednictvím testu PACF lze ověřovat sériovou závislost konkrétního řádu  $n$  a určovat tak, která zpoždění a od jakého řádu jsou významná. V rámci procesu testování autokorelace prvního řádu je obvykle využíván Durbinův-Watsonův (DW) test. Jeho použití je založeno na formulaci hypotéz:

$$\begin{aligned} H_0 : \rho &= 0 \\ H_A : \rho &\neq 0, \end{aligned} \tag{3.29}$$

kde  $\rho$  zastupuje vzájemnou závislost mezi jednotlivými rezidui.  $H_0$  vyjadřuje nulovou závislost mezi rezidui v čase, a tudíž autokorelace prvního řádu je nevýznamná.  $H_A$  naopak představuje vzájemnou závislost mezi rezidui v čase, tzn., že autokorelace prvního řádu je významná a může být buď kladná nebo záporná.

Výpočet testovací statistiky je dalším nezbytným krokem DW testu a lze jej provést na základě vztahu:

$$DW = \frac{\sum_{t=2}^n (\hat{u}_t - \hat{u}_{t-1})^2}{\sum_{t=1}^n \hat{u}_t^2} \sim d_{n,k} \tag{3.30}$$

nebo rovněž pomocí rovnice

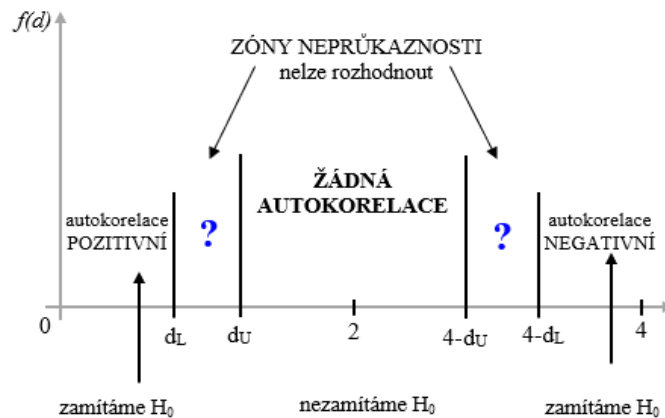
$$\hat{d} \doteq 2(1 - \hat{\rho}), \quad (3.31)$$

kde  $d$  znázorňuje hodnotu DW statistiky a  $\hat{\rho}$  vyjadřuje odhadnutý parametr vzájemné závislosti standardizovaných reziduí. Součástí parametru  $d$  jsou dvě kritické hodnoty  $d_L$  a  $d_U$  pro daný počet pozorování  $n$ , daný počet vysvětlujících proměnných  $(k-1)$  a pro danou hladinu významnosti  $\alpha$ . Pomocí tabulky kritických hodnot DW jsou následně vymezeny dolní ( $d_L$ ) a horní hranice ( $d_U$ ) konfidenčního intervalu a jednotlivé hodnoty jsou porovnány. Platí-li

$$d < d_U \vee d > 4 - d_L, \quad (3.32)$$

pak je zavrhnuta  $H_0$ , neboť jak Hančlová (2012) uvádí, hodnota DW statistiky se vyvíjí podle nestandardního  $d$ -rozdělení z intervalu  $\langle 0; 4 \rangle$  a je přibližně symetrická se střední hodnotou 2. Pohybuje-li se hodnota  $d$ -rozdělení okolo hodnoty 2, lze autokorelaci prvního řádu prokazatelně vyvrátit. Nachází-li se tato hodnota ve výše zmíněném intervalu, již nelze spolehlivě rozhodnout, zda je autokorelace prvního řádu součástí daného modelu či nikoliv. Každá další hodnota, která se nachází nad hranicí konfidenčního intervalu, je známkou naopak jistého výskytu autokorelace prvního řádu.

**Obr. 3.4 Testování autokorelace**



*Zdroj: vlastní zpracování*

DW test nelze k ověření existence autokorelace použít v případě, je-li součástí modelu také zpožděná proměnná. V takovém případě je nutné uplatnit modifikovanou podobu tohoto DW testu s použitím  $h$ -statistiky a sice tzv. DW modifikovaný asymptotický test se stejně definovanými hypotézami jako u standardní verze (viz. vztah 3.19). Vzorec pro výpočet  $h$ -statistiky je uveden níže:

$$h = (1 - 0,5 \cdot d) \cdot \sqrt{\frac{n}{1 - n \cdot \hat{\sigma}_{\beta_{Y_{t-1}}}^2}} \sim N(0,1), \quad (3.33)$$

kde  $\hat{\sigma}_{\beta_{Y_{t-1}}}^2$  představuje odhad rozptylu u opožděné proměnné. Dalším krokem je srovnání vypočítané h-statistiky s příslušnou hranicí konfidenčního intervalu. Platí-li vztah

$$|h| > 1,96, \quad (3.34)$$

pak je  $H_0$  zamítnuta na dané hladině významnosti  $\alpha$ .

Problém v podobě přítomnosti autokorelace prvního řádu si vyžaduje okamžité řešení. Snahou je danou autokorelaci významným způsobem zmírnit nebo v lepším případě úplně odstranit. Podle Hančlové (2012) existuje několik různých cest, kterými lze daný problém eliminovat:

- upravením časové struktury,
- zavedením opomenuté proměnné,
- zavedením zpožděné proměnné,
- použitím Cochrane-Orcuttovy (CO) metody.

Zavedení opomenuté proměnné je poměrně jednoduchým a efektivním způsobem, jak zmírnit problém s autokorelací. Příslušný model s nezávislými proměnnými je rozšířen o relevantní vysvětlující proměnnou, kterou může být například trendová proměnná.

S přidáním zpožděné proměnné do modelu je zapotřebí provést další test. Ten spočívá v sestavení všech možných variant modelu, které jsou následně prostřednictvím koeficientu determinace mezi sebou navzájem porovnány. Následně je vybrána nejvhodnější varianta zpožděné proměnné.

Mezi velmi efektivní způsoby se řadí také odhadová metoda CO, jenž vychází z autokorelace reziduí prvního řádu. Původní regresní rovnice je transformována do následující podoby:

$$\rho Y_{t-1} = \rho \beta_1 + \rho \beta_2 \cdot x_{2t-1} + \dots + \rho \beta_n \cdot x_{nt-1} + \rho \varepsilon_{t-1}, \quad (3.35)$$

kde jsou jednotlivé rovnice od sebe navzájem odečteny a modifikovány do vztahu

$$Y_t - \rho Y_{t-1} = \beta_1(1 - \rho) + \beta_2(x_2 - \rho x_{2t-1}) + \dots + \beta_n(x_n - \rho x_{nt-1}) + \varepsilon_t - \rho \varepsilon_{t-1}. \quad (3.36)$$

Finální podoba regresní rovnice je pro lepší interpretaci upravena do zjednodušené podoby

$$Y_t^* = \beta_1^* + \beta_2 \cdot x_{2t}^* + \dots + \beta_n \cdot x_n^* + \varepsilon_t^*, \quad (3.37)$$

přičemž rovnice 3.34 a 3.35 jsou sobě rovné, pouze poslední rovnice obsahuje substituci jednotlivých vztahů, která je znázorněna hvězdičkami. Obecně platí, že nejlepší variantou je vybírat modely s nejvyšší hodnotou upraveného koeficientu determinace.

### 3.4.2.2 Heteroskedasticita

Heteroskedasticita je jednou z mnoha problémových oblastí, které mohou být v rámci procesu testování objeveny. Hlavním předpokladem klasického regresního modelu je však tzv. konstantní rozptyl náhodné složky neboli homoskedasticita. Jinými slovy to znamená, že se rozptyl reziduí pro výběrový model v čase nebo v průřezu nemění. Přesným opakem je heteroskedasticita, u níž se rozptyl náhodné složky v čase mění.

Nejčastějšími příčinami vzniku heteroskedasticity mohou být odlehlá pozorování, chybné specifikace modelu, chyby, jenž vznikají při měření a transformaci dat nebo chyby související s použitím agregovaných údajů. Výskyt heteroskedasticity je zpravidla spojován s průřezovými daty, ale může se promítnout rovněž u modelů časových řad. Její přítomnost v modelu lze testovat buďto prostřednictvím grafického zkoumání nebo pomocí parametrických či neparametrických testů.

První skupinou při zkoumání výskytu heteroskedasticity je grafická analýza, pro jejíž sestavení je zapotřebí grafických nástrojů. Jedná se především o grafy vývoje čtverců, do kterých jsou zaneseny druhé mocniny standardizovaných reziduí. Následně je zkoumáno dodržení dvou podmínek a sice, zda spadají do konfidenčního intervalu  $\langle 0; 1,96^2 \rangle$  a zda jsou v tomto intervalu rozmístěna zcela náhodně a bez jakýchkoliv systematických změn.

Z parametrických testů jsou v praxi nejčastěji používány Whiteův, Parkův a Glejserův test. Neznámější z nich je přitom test Whiteův, který je obecnější než např. Spearmanův nebo Goldfeldův-Quandtův (GQ) neparametrický test. Důvodem je fakt, že na rozdíl od nich Whiteův test neobsahuje přesnou formu závislosti rozptylu reziduí jen na jedné proměnné a z původního regresního modelu umožňuje odvodit regresní model zcela nový. Nejprve je zapotřebí odvodit nový regresní model

$$\hat{\varepsilon}_i^2 = \alpha_1 + \alpha_2 \cdot x_{i2} + \dots + \alpha_n \cdot x_{in} + \alpha_{n+1} \cdot x_{i2}^2 + \dots + \alpha_{2n} \cdot x_{in}^2 + \alpha_{2n+1} \cdot x_{i2} \cdot x_{in}, \quad (3.38)$$

který je sestaven částečně dále z původního modelu, čtverců vysvětlujících proměnných, jejich druhých mocnin a jejich násobků.  $\hat{\varepsilon}_i^2$  zde představuje kvadratickou hodnotu reziduí a  $\alpha_i$  koeficient citlivosti. Následně je nutné stanovit hypotézy:

$$\begin{aligned} H_0 : \alpha_2 = \alpha_n = \dots = \alpha_{2n+1} &= 0 \\ H_A : \alpha_2 \neq 0 \vee \dots \vee \alpha_{2n+1} &\neq 0, \end{aligned} \quad (3.39)$$

kde  $H_0$  předpokládá přítomnost homoskedasticity, a naopak  $H_A$  výskyt heteroskedasticity. Poté jsou formulovány kritické hodnoty  $x_{krit}^2$  za pomoci statistické funkce  $CHINV(\alpha, df)$  v Microsoft Excelu, které jsou následně porovnávány s testovou statistikou. Výpočet testovací statistiky lze provést na základě příslušného vzorce:

$$x_{vyp}^2 \sim x^2(df), \quad (3.40)$$

$x_{vyp}^2$  představuje hodnotu testové statistiky (někdy označovaná též jako chí-statistika) a  $R_*^2$  je koeficientem determinace z nové regrese. Poslední fází je srovnání kritické hodnoty s vypočítanou, a je-li

$$x_{vyp}^2 > x_{krit}^2, \quad (3.41)$$

znamená to, že alespoň jeden vysvětlující parametr je v nově odhadnutém modelu statisticky významný od nuly, a proto je zamítnuta  $H_0$  o homoskedasticitě. Přijetím  $H_A$  je potvrzena přítomnost heteroskedasticity, a to znamená, že minimálně jednou vysvětlující proměnnou lze, alespoň z částečného hlediska, vysvětlit vývoj kvadratického rezidua v daném modelu. Tento vývoj tudíž není možné pokládat za konstantní.

Z poslední skupiny (neparametrických testů) jsou v praxi nejčastěji využívány již zmíněný Spearmanův test korelace pořadí a GQ test, který bude nyní blíže specifikován.

GQ test předpokládá normalitu a sériovou nezávislost náhodných složek. Rovněž je důležitý dostatečně rozsáhlý výběr a rostoucí kvadratická závislost na predikované  $\hat{Y}_i$  a vysvětlující  $X_i$  proměnné. Prvním krokem je seřazení výběrového souboru podle vysvětlující proměnné. Následně je zapotřebí daný soubor rozdělit na dvě skupiny a vynechat

určitý počet  $q$  prostředních hodnot daného souboru, a to takovým způsobem, aby v obou částech zůstal zachován stejný počet pozorování.

V dalším kroku jsou vypočteny stupně volnosti  $v$  a odhadnuty regrese pro první a druhou polovinu dat. Výsledkem je reziduální součet čtverců za každou regresi, přičemž by mělo platit

$$RSS_1 \leq RSS_2 \quad (3.42)$$

kde  $RSS_1$  představuje součet čtverců regrese s nižšími hodnotami proměnné  $X_t$  a  $RSS_1$  je reziduální součet čtverců regrese s vyššími hodnotami proměnné  $X_t$ , resp.  $\hat{Y}_t$ . Poté je spočítána testová statistika za pomoci vzorce

$$GQ = \frac{\frac{RSS_2}{df_2}}{\frac{RSS_1}{df_1}} \sim F(df_1, df_2) \quad (3.43)$$

a formulovaných hypotéz:

$$\begin{aligned} H_0 : RSS_1 &= RSS_2 \\ H_A : RSS_1 &< RSS_2. \end{aligned} \quad (3.44)$$

Přičemž platí, že je-li testová statistika větší než kritická hodnota, pak je zamítnuta  $H_0$  o homoskedasticitě a přijímána  $H_A$ , která vyjadřuje statistickou významnost heteroskedasticity pro zvolenou hladinu významnosti  $\alpha$ .

### 3.4.2.3 Multikolinearita

Multikolinearita vyjadřuje velkou lineární závislost mezi pozorovanými vysvětlujícími proměnnými a vyznačuje se vysokým koeficientem párové korelace mezi dvěma a více regresory. Při testování multikolinearity je nezbytné zohledňovat druh regresního modelu. Platí, že u modelů s jednou exogenní proměnnou se multikolinearita nevyskytuje. V okamžiku, kdy se v regresním modelu nacházejí již dvě vysvětlující proměnné, je možné pozorovat párovou korelaci. V případě, že model obsahuje více než dvě exogenní proměnné, může nastat vícenásobná lineární závislost. Hlavní podstatou jejího zkoumání je měření intenzity korelace mezi dvěma nebo více exogenními proměnnými, jinými slovy, do jaké míry je nebo není multikolinearita přijatelná.

Velmi častou příčinou výskytu multikolinearity může být stejná trendová tendence ekonomických časových řad, práce s průřezovými daty, existence zpožděných hodnot endogenních nebo exogenních proměnných, případně neadekvátní počet umělých proměnných (tzv. nula-jednotkové proměnné). Při zkoumání multikolinearity je sledována přítomnost, síla i forma závislosti vysvětlujících proměnných. Jak uvádí Hančlová (2012) jsou k tomu používány následující nástroje a techniky:

- korelační matice,
- vícenásobný koeficient korelace,
- míra korelovanosti.

Korelační matice umožňuje sledovat pouze párovou korelaci mezi dvojicí vysvětlujících proměnných a jednotlivé prvky takovéto matice by měly dosahovat hodnoty menší než 0,8. V případě, že je při testování multikolinearity aplikován vícenásobný koeficient korelace, lze využít již původně odhadnutého lineárního regresního modelu a původně zjištěného koeficientu determinace. Prostřednictvím ostatních zbylých vysvětlujících proměnných z původního modelu lze vysvětlit přítomnost každé vysvětlující proměnné  $x_i = (i = 1, 2, 3, \dots, n)$  v nově odhadnutém modelu.

$$x_{i,t} = \alpha_{i,1} + \alpha_{i,2} \cdot x_{t,2} + \dots + \alpha_{i,i-1} \cdot x_{t,i-1} + \alpha_{i,i+1} \cdot x_{t,i+1} + \dots + \alpha_{i,n} \cdot x_{t,n} + \varepsilon_{i,t}. \quad (3.45)$$

Stejně tak je nově vypočítán koeficient determinace, který je značen jako  $R_{x_i}^2$  a s jehož pomocí lze jednoduše zjistit jak silná nebo významná je přítomnost multikolinearity. Při testování je využíván F-test na základě předem formulovaných hypotéz, jejichž podstata je stejná jako v předchozích případech.

$$\begin{aligned} H_0: & \text{v modelu není multikolinearita významná} \\ H_A: & \text{v modelu je multikolinearita významná.} \end{aligned} \quad (3.46)$$

V předposledním kroku je určena kritická hodnota a vypočtena hodnota testové statistiky podle vztahu:

$$F_{vyp} = \frac{\frac{R_{x_i}^2}{df_1}}{\frac{1 - R_{x_i}^2}{df_2}} \sim F(df_1, df_2). \quad (3.47)$$

Jednotlivé hodnoty jsou v závěrečné fázi mezi sebou porovnány a je-li vypočítaná hodnota testové statistiky větší než kritická, pak je automaticky zamítnuta  $H_0$  a vzniká problém v podobě multikolinearity.

V případě třetího nástroje, kterým je míra korelovanosti, lze pro zjištění stadia multikolinearity aplikovat faktory, jako jsou změny variability (VIF), koeficient rozsahu tolerance (TOL), vlastní hodnoty korelační matice ( $\lambda$ ), nebo podmíněný index korelační matice (CI) či podíly variability (VP). Obecně platí, že způsob výpočtu je u všech dílčích faktorů analogický. Pro první dva uvedené faktory VIF a TOL je nezbytné vymezit zcela nové koeficienty determinace  $R_{x_i}^2$ . VIF je vymezen následujícím vztahem

$$VIF_i = \frac{1}{1 - R_{x_i}^2} \quad (3.48)$$

kde platí, že čím vyšších hodnot  $VIF_i$  dosahuje, tím vyšší je i stupeň multikolinearity. U faktorů  $VIF_i$ , které dosahují hodnoty vyšší než 10, lze hovořit o přítomnosti velmi silné multikolinearity  $X_i$  na ostatních faktorech.

V případě, že je brán v úvahu faktor TOL, pak lze nový koeficient determinace aplikovat do níže uvedeného vzorce:

$$TOL_i = \frac{1}{VIF_i} = 1 - R_{x_i}^2 \in (0;1) \quad (3.49)$$

přičemž zde platí přesně opačný vztah. Čím nižších hodnot  $TOL_i$  dosáhne, tím vyšší je lineární závislost na ostatních faktorech. V případě, že je ke zjištění stupně multikolinearity použit faktor CI, vypočítá se pomocí statistického nebo ekonomického softwaru největší vlastní číslo příslušné korelační matice  $\lambda_{\max}$  a vlastní číslo korelační matice  $\lambda$  podle vztahu. Tyto proměnné následně dosazeny do následující rovnice

$$CI_i = \sqrt{\frac{\lambda_{\max}}{\lambda_i}}. \quad (3.50)$$

Obdobně jako u VIF i zde platí, že čím větších hodnot daný faktor dosahuje, tím silnější a intenzivnější multikolinearita je.

Posledním faktorem sledované techniky míry korelovanosti je koeficient VP, který je schopen odhalit veškeré oblasti, jež jsou přítomností multikolinearity negativně



ovlivněny. Podíl variability patří do intervalu  $\langle 0;1 \rangle$  a je závislý na vývoji faktoru  $CI_i$ , tzn. dosahuje-li  $CI_i$  vysokých hodnot, pak i VP je vysoké.

Vysoký stupeň multikolinearity lze eliminovat případně zcela odstranit mnoha způsoby. První možností je rozšířit původní výběrový soubor a získat tak výběrový soubor zcela nový, nebo přejít na kombinovanou, tedy průřezovou a časovou analýzu. Další variantou je odstranění vysvětlující proměnné, které způsobuje vznik multikolinearity, nebo transformací pochybných proměnných apod.

#### 3.4.2.4 Specifikace modelu

Jedním ze základních předpokladů správného ekonometrického modelování je úspěšná specifikace daného modelu. Každý ekonometrický model by měl být formulován na základě určitých ekonomických teorií. V praxi však často dochází k tomu, že je daný model příliš zjednodušován, což se může negativně projevit ve formě specifikačních chyb. Hančlová (2012) uvádí, že mezi tyto chyby patří:

- vynechání podstatné vysvětlující proměnné,
- zahrnutí nepodstatných vysvětlujících proměnných a
- použití špatné funkční formy.

Při testování specifikačních chyb jsou používány grafické analýzy a testy. Jedná se o grafickou analýzu reziduální složky, Durbinův-Watsonův (DW) test sériové závislosti reziduální složky a Ramseyův analytický test, který je označován pod pojmem RESET.

Probíhá-li vývoj reziduální složky v souladu s konfidenčním intervalem a s danou pravděpodobností bez vykazování jakýchkoliv cyklických, tj. systematických změn, model nevykazuje stopy a známky špatné specifikace.

Pokud je v rámci DW testu identifikována silná pozitivní, resp. negativní, závislost, je to známka toho, že v daném modelu s největší pravděpodobností chybí vysvětlující proměnná, která by měla odstranit veškeré systematické změny z deterministické části regresního modelu nebo z funkční formy ekonometrického modelu.

Pro obecný test Ramsey RESET lze předpokládat, že v případě opomenutí zásadních vysvětlujících proměnných nebo použití špatné funkční formy jsou tyto informace zahrnuty do reziduální složky. Myšlenkou tohoto testu je přidání odhadnuté predikované proměnné

ve formě druhé a třetí mocniny do deterministické části původního zkoumaného modelu. V dalším kroku je zkoumáno, zda se daný koeficient determinace významným způsobem zvýšil. Pokud ano, je zřejmé, že je původní model nesprávně specifikován. Při testování se lze řídit několika kroky. Ze všeho nejdříve jsou formulovány hypotézy

$$\begin{aligned} H_0: & \text{model je správně specifikován} \\ H_A: & \text{model není správně specifikován,} \end{aligned} \quad (3.51)$$

a následně je zahrnuta predikovaná proměnná ve druhé a třetí mocnině do deterministické části původně zkoumaného modelu. Poté je za pomoci F-testu proveden výpočet testovací statistiky podle níže uvedeného vzorce:

$$F_{\text{vyp}} = \frac{\frac{R_{S2}^2 - R_{S1}^2}{df_1}}{\frac{1 - R_{S2}^2}{df_2}} \sim F(df_1, df_2), \quad (3.52)$$

kde  $df_1$  představuje počet nově zavedených vysvětlujících proměnných do modelu S2 po jeho odhadu v porovnání s modelem S1, tedy  $df_1 = 2$ . Dále  $df_2$  je počet pozorování pro nový model S2 a vypočítá se jako

$$df_2 = n - (k + 2) = n - k - 2, \quad (3.53)$$

$n$  zastupuje počet pozorování a  $k$  je počet koeficientů v novém modelu včetně úrovně konstanty.

Poslední fází celé testovací procedury RESET je stanovení kritické hodnoty pro stanovenou hladinu významnosti  $\alpha$ , která je následně porovnána s vypočtenou hodnotou. Platí-li

$$F_{\text{vyp}} > F_{1-\alpha}(df_1, df_2), \quad (3.54)$$

pak je zamítnuta  $H_0$  o správné specifikaci regresního modelu. Přijetím  $H_A$  je u regresního modelu potvrzeno, že chybí relevantní vysvětlující proměnná nebo je příslušná forma nefunkční, a tedy, že je daný model špatně specifikován.

### 3.4.2.5 Normalita reziduí

Posledním předpokladem klasického lineárního regresního modelu je normální rozdělení reziduální složky, které jsou rozdělené pro všechna  $t$ . Tento předpoklad je využíván pro vymezení pravděpodobnostního rozdělení reziduální složky, statistické testování hypotéz nebo konstrukci konfidenčních intervalů. K testování normality reziduí jsou nejčastěji používány grafické nástroje a neparametrické testy. Prvním grafickým nástrojem je histogram rozdělení četností reziduální složky, který je určen k vizuálnímu posouzení empirického rozdělení četností s Gaussovou teoretickou křivkou. Druhým způsobem, jak lze normalitu reziduí statisticky testovat, jsou P-P a Q-Q grafy.

Pravděpodobnostní P-P graf neboli P-P plot má za cíl porovnat teoretické kumulativní četnosti s empirickými kumulativními pravděpodobnostmi. Vedle toho Q-Q graf slouží k porovnání teoretických a empirických kvantilů. V obou zmíněných grafech lze normalitu reziduí potvrdit tehdy, kopíruje-li vývoj bodového grafu znázorněnou lineární křivku na ose 45 stupňů. Na základě případných odchylek od dané osy lze usuzovat jisté poruchy v normálním rozdělení, které jsou vyjádřeny pomocí momentů šikmosti a špičatosti.

Neparametrické testy jsou charakteristické tím, že při jejich testování je vycházeno z  $H_0$  normálního rozdělení reziduální složky. Prostřednictvím testovací statistiky jsou sledovány odlišnosti mezi teoretickými a empirickými hodnotami různých statistik. Podle těchto statistik jsou dané testy pojmenovány a patří mezi ně i Jarque-Bera test. Ze všeho nejdříve je nutné formulovat hypotézy

$$\begin{aligned} H_0: x &\sim N(\cdot), \\ H_A: x &\not\sim N(\cdot), \end{aligned} \quad (3.55)$$

kde  $N(\cdot)$  vyjadřuje distribuční funkci normálního rozdělení. Poté je stanovena hodnota testové statistiky pomocí vztahu

$$JB = \frac{n}{6} \cdot \left( S^2 + \frac{K^2}{4} \right) \quad (3.56)$$

kde  $S$  představuje šikmost,  $K$  špičatost a  $n$  je počet nechybějících hodnot v datovém souboru.

### 3.4.3 Ekonomická verifikace

Princip ekonomické verifikace spočívá v ověření náležitostí výchozích ekonomických předpokladů, správnosti jednotlivých odhadnutých regresních parametrů a působení

nezávislých proměnných na závislé proměnné. Velký důraz je kladen na hodnocení správnosti znamének, velikostí hodnot odhadnutých regresních parametrů, úrovně a ekonomické teorie. Rovněž je posuzováno, jak velkou vypovídací schopnost má daný odhadnutý model.

Následně je formulována ekonomická interpretace odhadnutých regresních parametrů, které by měly korespondovat s ekonomickou teorií. V praxi však zpravidla nemusí vždy zjištěné výsledky s ekonomickými předpoklady souhlasit. Pokud jsou v průběhu ekonomické verifikace zjištěny takovéto nesrovnalosti, je nezbytně nutné najít příčiny jejich vzniku a uvést důvody, proč získané výsledky nejsou shodné s příslušnou ekonomickou teorií. V některých případech mohou být vzniklé nesoulady vyvolány zastaralými ekonomickými teoriemi, a tudíž tak nemohou odpovídat zjištěným výsledkům v praxi.

Pro úspěšné dokončení procesu ekonometrického modelování je však důležité provést veškeré potřebné úpravy a korekce, které tyto nedostatky odstraní. Z tohoto důvodu je vhodné vycházet z dostatečně dlouhých časových řad, které obsahují velké množství událostí ve vývoji jednotlivých veličin. Následně je zapotřebí zopakovat jednotlivé fáze procesu modelování, včetně statistické a ekonometrické verifikace.

### 3.5 Využití odhadnutého modelu k predikci

Poslední fází ekonometrického modelování je predikce odhadnutého regresního modelu. Predikcí lze obecně nazývat určitou prognózu nebo odhad očekávaných budoucích hodnot vysvětlované proměnné, které se nachází mimo příslušný výběrový datový soubor. Předpověď je možné provádět za pomoci sofistikovaného statistického nebo ekonometrického programu. Hančlová (2012) uvádí několik možností, jak predikci klasifikovat:

- podle znalosti hodnot vysvětlujících proměnných (ex post a ex ante),
- podle predikce střední a individuální hodnoty, nebo
- podle predikce bodové či intervalové.

Nepodmíněnou predikcí (ex post) lze předpovídat vývoj vysvětlované proměnné, přičemž zdrojem pro tuto prognózu jsou znalosti všech hodnot exogenních proměnných pro predikované období. V případě podmíněné predikce (ex ante) nelze z těchto hodnot vycházet. Z toho důvodu je prognóza vysvětlované proměnné prováděna pouze prostřednictvím odhadu očekávaných budoucích hodnot vysvětlujících proměnných.

Predikce střední hodnoty je založena na prognózování průměrné hodnoty závislé proměnné, která se nachází bezprostředně na úrovni vyrovnané regresní funkce. U predikce individuální hodnoty je prognózována vysvětlovaná proměnná, která je zatížená chybou predikce jednotlivých pozorování od vyrovnané střední hodnoty.

Zatímco u bodové predikce je předvídána hodnota vysvětlované proměnné pouze jednou hodnotou závislé proměnné, v případě intervalové predikce je tato hodnota odhadována stanovením intervalu spolehlivosti pro danou hladinu významnosti  $\alpha$ .

U intervalové predikce je základní datový soubor formulován pomocí konfidenčního intervalu na předem stanovené míře pravděpodobnosti, která vyjadřuje míru spolehlivosti bodového odhadu. Vzorec pro vymezení konfidenčního intervalu střední hodnoty je formulován jako

$$\left\langle \hat{y}_0 - z_{krit} \cdot \sqrt{\text{var}(\hat{y}_0)} \leq E(y_0 / x_0) \leq \hat{y}_0 + z_{krit} \cdot \sqrt{\text{var}(\hat{y}_0)} \right\rangle, \quad (3.57)$$

kde  $\hat{y}_0$  je bodová predikce střední hodnoty,  $z_{krit}$  kritická hodnota testové statistiky a  $\text{var}(\hat{y}_0)$  chyba predikce střední hodnoty. U dalších proměnných představuje  $E(y_0 / x_0)$  hodnotu

konfidenčního intervalu střední hodnoty a  $(y_0/x_0)$  hodnotu konfidenčního intervalu individuální hodnoty.

Hodnotu rozptylu lze vyjádřit na základě vztahu

$$\text{var}(\hat{y}_0) = \sigma^2 \cdot \left[ \frac{1}{n} + \frac{(x_0 - \bar{x})^2}{\sum_{t=1}^n (x_t - \bar{x})^2} \right], \text{ kde: } \sigma^2 = \frac{RSS}{df = (n - k)}, \quad (3.58)$$

kde  $\bar{x}$  představuje průměrnou hodnotu nezávislé proměnné.

Vzorec pro stanovení konfidenčního intervalu individuální hodnoty lze formulovat jako

$$\left\langle \hat{y}_0 - z_{krit} \cdot \sqrt{[y_0 - \hat{y}_0]^2} \leq y_0/x_0 \leq \hat{y}_0 + z_{krit} \cdot \sqrt{[y_0 - \hat{y}_0]^2} \right\rangle \quad (3.59)$$

a pro výpočet rozptylu jako

$$\text{var}(y_0 - \hat{y}_0) = \sigma^2 \cdot \left[ 1 + \frac{1}{n} + \frac{(x_0 - \bar{x})^2}{\sum_{t=1}^n (x_t - \bar{x})^2} \right], \text{ kde: } \sigma^2 = \frac{RSS}{df = (n - k)}, \quad (3.60)$$

kde  $\text{var}(y_0 - \hat{y}_0)$  je chyba predikce individuální hodnoty.

## **4 Posouzení vlivu vybraných faktorů na vývoj klientských úvěrů domácností a živnostníků se selháním**

Následující část diplomové práce je věnována praktické rovině vybraných faktorů a posouzení jejich vlivu na vývoj klientských úvěrů domácností a živnostníků. Na základě toho jsou specifikovány vhodné modely, s jejichž pomocí je následně predikován budoucí vývoj zkoumaných veličin.

Celkem jsou zkoumány dva různé modely, které jsou definovány nejprve ekonomicky, matematicky a posléze i ekonometricky. Jednotlivé faktory jsou charakterizovány dle příslušných vlastností a časového vývoje. V případě potřeby je provedena analýza odlehklých hodnot a transformace časových řad. Vzhledem k existenci nestacionárních proměnných, jsou oba dva modely modifikovány takovým způsobem, aby splňovaly veškeré předpoklady k využití metody nejmenších čtverců. V dalším kroku je provedena korelační analýza, na níž následně navazuje odhad parametrů a zhodnocení vypovídací schopnosti modelu. Poté jsou pomocí statistické, ekonomické a ekonometrické verifikace ověřeny jednotlivé předpoklady modelu. V rámci ekonometrické verifikace je pro oba modely proveden test výskytu autokorelace, heteroskedasticity a multikolinearity. Nezbytnou součástí je také kontrola správné specifikace modelu a normálního rozdělení reziduální složky. Závěrečná část čtvrté kapitoly je věnována k roční bodové a intervalové predikci obou modelů.

Veškeré výpočty praktické části diplomové práce jsou provedeny s použitím statistického programu SPSS a pro ověření matematických testů je využit software MS Excel. Vzhledem k rozsáhlosti výpočtů jsou některé výsledky testů zveřejněny v přílohách této diplomové práce.

Při zpracování této aplikační části je čerpáno z knižních titulů Cipra (2013), Hančlová (2012), Hušek (2007), dále z odborného článku Melecký, Melecký a Šulganová (2015), metodických listů ČNB, vyhlášky č. 123/2007 Sb., č. 163/2014 Sb., a internetových stránek [www.cnb.cz](http://www.cnb.cz), [www.czso.cz](http://www.czso.cz), [www.kurzy.cz](http://www.kurzy.cz).

## 4.1 Formulace modelu

Ze všeho nejdříve jsou oba modely formulovány ekonomicky. V rámci této části jsou charakterizovány jednotlivé vysvětlující proměnné, včetně vymezení jejich vlivů na vysvětlovanou proměnnou a formulace hypotéz. Následně je tento model transformován do jeho matematické podoby a v samotném závěru je vytvořen ekonometrický model.

### 4.1.1 Ekonomická formulace modelu

Smyslem této diplomové práce je prozkoumat závislost úvěrů se selháním poskytnutých domácnostem a živnostníkům na makroekonomickém vývoji v ČR s využitím dat za období let 2002 - 2017. Výběr samotných proměnných je inspirován odborným článkem Melecký, Melecký a Šulganová (2015), přičemž první zkoumanou závislou proměnnou je poměr klientských úvěrů se selháním domácností k celkovým úvěrům bank ( $NPLR_t^1$ ) a druhou proměnnou je poměr klientských úvěrů se selháním živnostníků k celkovým úvěrům bank ( $NPLR_t^2$ ). Komplexní přehled všech zkoumaných proměnných, včetně jejich zkratk a jednotek je uveden v Tab. 4.1.

**Tab. 4.1 Přehled analyzovaných proměnných**

Název	Zkratka	Typ	Jednotka
Úvěry se selháním domácností	$NPLR_t^1$	vysvětlovaná	%
Úvěry se selháním živnostníků	$NPLR_t^2$	vysvětlovaná	%
Míra inflace	$INF$	vysvětlující	%
Obecná míra nezaměstnanosti	$UNP$	vysvětlující	%
Hrubý domácí produkt	$HDP$	vysvětlující	mld. Kč
Proměnná izolující důchodový efekt	$ERI$	vysvětlující	%
Proměnná izolující bilanční efekt	$ERB$	vysvětlující	%
Zápůjční sazby	$LR$	vysvětlující	%

*Zdroj: vlastní zpracování*

Úvěry se selháním lze podle vyhlášky č. 123/2007 Sb., ve znění pozdějších předpisů vydané ČNB definovat jako závazky, které není dlužník schopen řádně a včas splácet, aniž by věřitel musel přistoupit k uspokojení své pohledávky ze zajištění, nebo při kterých je alespoň jedna splátka jistiny nebo příslušenství jakéhokoliv závazku dlužníka vůči věřiteli po splatnosti déle než 90 dní. Nejsou-li do této doby pohledávky uspokojeny, musí na ně banka vytvořit opravné položky (OP). Velikost vytvořených OP může vycházet z délky období uplynulého od doby splatnosti a dosahovat 20 %, 50 % nebo 100 % dlužné částky.



Klientské úvěry poskytnuté domácnostem zahrnují veškeré spotřební úvěry pro osobní účely na spotřebu zboží a služeb, úvěry na bydlení poskytnuté za účelem pořízení či investování do bydlení a ostatní nezařazené úvěry. V této diplomové práci jsou testovány klientské úvěry se selháním poskytnuté živnostníkům a obyvatelstvu, neboť ne všechny nové úvěry jsou řádně spláceny. Roste-li objem klientských úvěrů, roste obvykle i výše klientských úvěrů se selháním. Z těchto poskytnutých úvěrů banka inkasuje poplatky a úroky, jejichž výše se odvíjí jednak od finančních možností klienta a také od jeho rizikovosti a bonity.

Předpokládá se, že objem úvěrů se selháním se snižuje vlivem rostoucího HDP, inflace a ukazatele ERI. Naopak k růstu objemu úvěrů se selháním dochází vlivem růstu záůjčních sazeb, míry nezaměstnanosti a ukazatele ERB. Nyní budou jednotlivé vztahy a směry proměnných blíže specifikovány.

Inflaci lze všeobecně definovat jako růst cenové hladiny. Cenovou hladinu v ekonomice lze měřit různými způsoby, avšak pro účely diplomové práce je použit index spotřebitelských cen (CPI). S využitím tohoto ukazatele lze vypočítat procentuální meziroční změnu cen statků a služeb, které jednotlivé domácnosti nakupují (inflaci). Jinými slovy je to cena pořízení spotřebního koše vybraných statků a služeb v běžném období v porovnání s cenami stejného koše v základním období, kterým je v tomto případě rok 2015. Spotřební koš je pravidelně přizpůsobován aktuálním nákupním zvyklostem jednotlivých domácností dané země. Vztah mezi inflací a úvěry se selháním je nepřímo úměrný. Jedním z důvodů, proč inflace pozitivně ovlivňuje úvěry se selháním je skutečnost, že snižuje reálnou hodnotu splátek dluhu, čímž pomáhá dlužníkům dostát svým závazkům. Dále inflace snižuje reálnou úrokovou sazbu a může tak zvyšovat poptávku po půjčkách. V neposlední řadě zpravidla vykazuje pozitivní korelaci s hospodářským růstem, což může působit ve prospěch nižší míry bankrotů. Existuje však také druhý úhel pohledu, podle kterého růst neočekávané inflace může způsobit dramatický nárůst úvěrů se selháním. Navíc inflace mimo jiné snižuje i reálné příjmy domácností, které tak mají méně finančních prostředků ke splácení svých úvěrů.

Míra nezaměstnanosti vyjadřuje procentuální podíl nezaměstnaných na ekonomicky aktivním obyvatelstvu, přičemž do této kategorie patří jak lidé zaměstnaní, tak lidé nezaměstnaní ve věku 15 až 64 let. U této proměnné je předpokládán přímo úměrný vztah k úvěrům se selháním. Roste-li hodnota tohoto ukazatele, znamená to obvykle, že roste počet nezaměstnaných lidí, kteří ztrácí svůj příjem. V důsledku toho dochází k poklesu kupní síly

obyvatelstva jako celku, což vyvolává snížení jejich poptávky a následný pokles příjmů firem. Nezaměstnanost tedy způsobuje růst objemu úvěrů se selháním.

Pomocí ukazatele HDP lze obecně vyjádřit celkovou výkonnost ekonomiky. Rovněž lze s jeho pomocí vypočítat peněžní hodnotu finálních statků a služeb vytvořených v určitém časovém období příslušnými výrobními faktory na území daného státu, a to bez ohledu na to, kdo tyto výrobní faktory vlastní. Naopak je důležité, zda tyto statky a služby byly vyprodukovány na území ČR. HDP může být definován buďto pomocí produkční, výdajové nebo důchodové metody. V této části diplomové práce je pracováno s výdajovou metodou HDP vyjádřenou stálými cenami z roku 2010. Výdajová metoda spočívá v součtu spotřebních výdajů domácností, investic firem, vládních výdajů a čistého exportu. Vztah mezi HDP a úvěry se selháním je opět nepřímý úměrný, protože ekonomický růst zvyšuje celkové bohatství lidí a tím i platební schopnost dlužníků. V důsledku toho klesá i objem nesplacených úvěrů.

Proměnnou ERI lze vypočítat jako součin reálného efektivního kurzu (REER) koruny a otevřenosti ekonomiky. Směr působení této proměnné je, v případě malé a velmi otevřené ekonomiky jako je ta česká, výrazně negativní. Roste-li devizový kurz, dochází tím ke znehodnocení české koruny a ke zvýšení konkurenceschopnosti domácího zboží. V důsledku zvýšených příjmů plynoucích z exportu jsou firmy schopny splácet své závazky. Roste zaměstnanost, která se následně projeví formou rostoucích mezd v exportních odvětvích, což pozitivně působí na pokles úvěrů se selháním.

V případě proměnné ERB lze výpočet konstruovat jako součin nominálního kurzu CZK/EUR a poměru bankovních půjček v zahraniční měně k celkovým bankovním půjčkám. Vztah proměnné vůči úvěrům se selháním je přesně opačný než v předchozím případě, neboť vlivem nominální deprecie dochází u nezajištěných úvěrů poskytnutých v zahraniční měně ke zvýšení splátky dluhu vyjádřené v domácí měně.

Zápůjční sazby z nových úvěrů zahrnují jak úrokové sazby vyjádřené v procentech a přepočtené na roční základ, tak roční procentní sazbu nákladů. Tyto sazby vykazují vůči úvěrům se selháním nepříznivý vliv. Zvýšení zápůjčních úrokových sazeb znamená v prostředí české ekonomiky růst nákladů na splacení dluhu. Tím dochází nejen k celkovému nárůstu nesplacených úvěrů, ale i k omezení zájmu uzavírat nové úvěry.

V diplomové práci jsou zkoumány a ověřovány dva na sobě nezávislé modely s časovou řadou od prvního čtvrtletí roku 2002 do čtvrtého čtvrtletí roku 2017 (celkem 64 pozorování). V prvním modelu jsou závislou proměnnou klientské úvěry se selháním domácností. V případě druhého modelu je závislá proměnná zastoupena klientskými úvěry se selháním živnostníků, přičemž v obou modelech je pracováno s výše uvedenými vysvětlujícími proměnnými.

Výše zmíněné vztahy jednotlivých proměnných lze v ekonomické formulaci modelu zachytit pomocí následujících funkcí

$$NPLR_t^1 = f(INF_t^-, HDP_t^-, UNP_t^+, ERI_t^-, ERB_t^+), \quad (4.1)$$

$$NPLR_t^2 = f(INF_t^-, HDP_t^-, UNP_t^+, ERI_t^-, ERB_t^+, LR_t^+), \quad (4.2)$$

kde  $NPLR_t^1$  představuje klientské úvěry se selháním poskytnuté domácnostem,  $NPLR_t^2$  klientské úvěry se selháním poskytnuté živnostníkům,  $INF_t^-$  představuje úroveň inflace,  $HDP_t^-$  hrubý domácí produkt,  $UNP_t^+$  je míra nezaměstnanosti, proměnná  $ERI_t^-$  modeluje důchodový efekt,  $ERB_t^+$  bilanční efekt, a  $LR_t^+$  výši zápůjčních sazeb, přičemž dolní index vždy zastupuje časové období  $t$ , za které je daná proměnná testována a horní index značí směr působení nezávislé proměnné vzhledem k závislé proměnné.

#### 4.1.2 Matematická formulace modelu

Obecnou matematickou formulaci zkoumaných modelů lze na základě vztahu 3.2 uvedené v teoreticko-metodické části diplomové práce zapsat jako

$$NPLR_t^1 = \beta_1 + \beta_2 \cdot INF_t^- + \beta_3 \cdot HDP_t^- + \beta_4 \cdot UNP_t^+ + \beta_5 \cdot ERI_t^- + \beta_6 \cdot ERB_t^+, \quad (4.3)$$

$$NPLR_t^2 = \beta_1 + \beta_2 \cdot INF_t^- + \beta_3 \cdot HDP_t^- + \beta_4 \cdot UNP_t^+ + \beta_5 \cdot ERI_t^- + \beta_6 \cdot ERB_t^+ + \beta_7 \cdot LR_t^+. \quad (4.4)$$

kde  $\beta_1$  je úrovněová konstanta;  $\beta_2$  až  $\beta_7$  jsou parciální regresní koeficienty, které měří změnu střední hodnoty  $NPLR$  na jednotku  $INF_t^-$  až  $LR_t^+$  za předpokladu jinak nezměněných okolností.

#### 4.1.3 Ekonometrická formulace modelu

Obecná ekonometrická formulace obou modelů má podle vztahu 3.3 následující zápis

$$NPLR_t^1 = \beta_1 + \beta_2 \cdot INF_t^- + \beta_3 \cdot HDP_t^- + \beta_4 \cdot UNP_t^+ + \beta_5 \cdot ERI_t^- + \beta_6 \cdot ERB_t^+ + \varepsilon_t, \quad (4.5)$$

$$NPLR_t^2 = \beta_1 + \beta_2 \cdot INF_t + \beta_3 \cdot HDP_t + \beta_4 \cdot UNP_t + \beta_5 \cdot ERI_t + \beta_6 \cdot ERB_t + \beta_7 \cdot LR_t + \varepsilon_t. \quad (4.6)$$

kde  $\beta_1$  v tomto konkrétním případě představuje absolutní člen nebo úrovněnou konstantu a  $\beta_2$  až  $\beta_7$  jsou regresní koeficienty vyjadřující změnu  $NPLR$  při dílčí změně  $INF_t$ ,  $HDP_t$ ,  $UNP_t$ ,  $ERI_t$ ,  $ERB_t$ ,  $LR_t$  o 1 %, ceteris paribus,  $\varepsilon_t$  je náhodná složka.

Vzhledem k ekonomickým předpokladům jsou modely odhadnuty jako

$$\hat{NPLR}_t^1 = \hat{\beta}_1 + \hat{\beta}_2 \cdot INF_t + \hat{\beta}_3 \cdot HDP_t + \hat{\beta}_4 \cdot UNP_t + \hat{\beta}_5 \cdot ERI_t + \hat{\beta}_6 \cdot ERB_t + \hat{\varepsilon}_t, \quad (4.7)$$

$$\hat{NPLR}_t^2 = \hat{\beta}_1 + \hat{\beta}_2 \cdot INF_t + \hat{\beta}_3 \cdot HDP_t + \hat{\beta}_4 \cdot UNP_t + \hat{\beta}_5 \cdot ERI_t + \hat{\beta}_6 \cdot ERB_t + \hat{\beta}_7 \cdot LR_t + \hat{\varepsilon}_t. \quad (4.8)$$

Z výše uvedených vztahů vyplývá, že inflace, HDP a proměnná ERI působí ve prospěch snižování objemu úvěrů se selháním. Ostatní proměnné jako jsou míra nezaměstnanosti proměnná ERB a zápůjční úrokové sazby působí v neprospěch úvěrů se selháním a jejich hodnotu zvyšují. Výsledky grafického testování vzájemných vztahů vysvětlovaných a vysvětlujících proměnných pro první a druhý model jsou uvedeny v Příloze č. 3 a 4.

## 4.2 Sběr a analýza dat

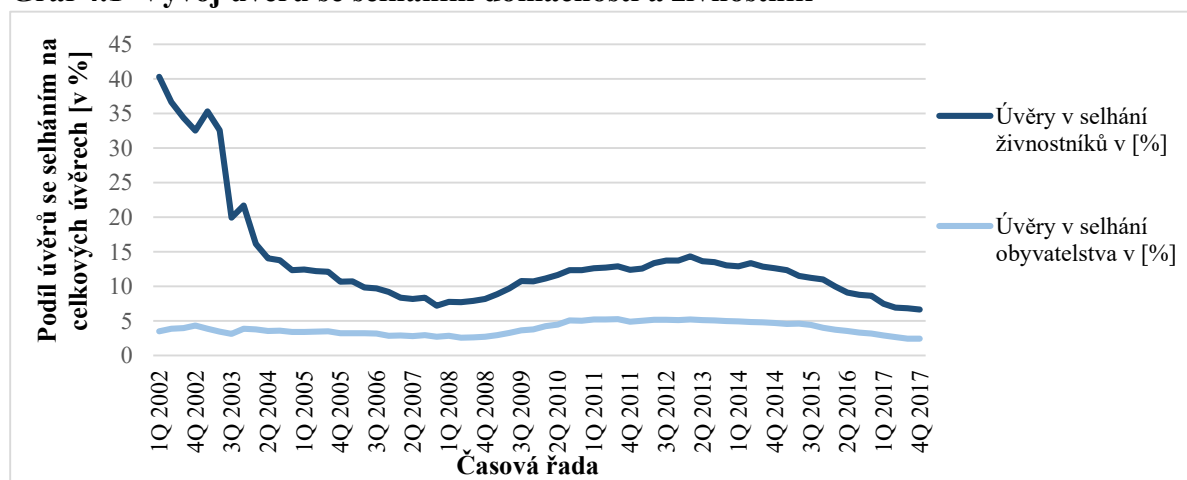
Následující část je určena k popisu jednotlivých kroků sběru a analýzy dat. Nejprve jsou představeny veškeré zdroje, ze kterých byla příslušná data čerpána. Pro správnou funkci modelu je v dalším kroku provedena analýza datového souboru, který je rovněž v případě potřeby upraven o extrémní hodnoty. Po této úpravě jsou data očištěna a podle nutnosti transformována. V závěrečné části jsou tato transformovaná data použita k sestavení dvou modifikovaných lineárních regresních modelů, které jsou dále upravovány.

### 4.2.1 Popis dat

K odhadu modelu bylo počítáno s kvartálními časovými řadami pro ČR za období od prvního čtvrtletí 2002 do čtvrtého čtvrtletí 2017. Data byla získána z veřejně dostupné databáze Českého statistického úřadu (ČSÚ) a ARAD, který je součástí interního informačního systému ČNB. Konkrétně byla z ČSÚ získána časová řada HDP, ostatní zbývající proměnné byly čerpány z databáze ARAD.

Pro oba zkoumané modely byl proveden výpočet deskriptivní statistiky, jehož výsledky se nachází v Příloze č. 5. Součástí této přílohy jsou statistické informace o počtu pozorovaných hodnot, počtu chybějících hodnot, střední hodnotě a mediánu, šikmosti a špičatosti, minimálních a maximálních hodnotách. V Grafu 4.1 je znázorněn vývoj obou závislých proměnných a v Grafech 4.2 až 4.6 je zaznamenán vývoj proměnných vstupujících do modelu M1 a M2. Graf 4.7 znázorňuje vývoj zápůjčních sazeb, které vstupují jakožto specifická veličina pouze do druhého modelu M2. Grafický vývoj diferencovaných hodnot vysvětlujících proměnných je zachycen v Příloze č. 1.

**Graf 4.1 Vývoj úvěrů se selháním domácností a živnostníků**



Zdroj: vlastní zpracování

Z výše uvedeného Grafu 4.1 je patrné, že podíl úvěrů se selháním živnostníků dosahoval v roce 2002 velmi nepříznivých hodnot. Tento negativní vývoj byl pravděpodobně ovlivněn bankovní krizí v ČR, která se odehrála v letech 1996 – 2000. Současně lze však od posledního čtvrtletí roku 2002 zaznamenat velmi výrazný pokles poskytnutých bankovních úvěrů a tím i propad podílu úvěrů se selháním živnostníků, který souvisel se snahami o ozdravení bankovního sektoru. Tyto snahy probíhaly především ve formě převodu nahromaděné části problémových úvěrů do bilance Konsolidační banky Praha, která byla posléze transformována na nebankovní Českou konsolidační agenturu. Další nárůst úvěrů se selháním jak živnostníků, tak domácností lze sledovat od roku 2009, kdy velkou roli sehrály negativní dopady tehdejší globální krize. Tato krize měla za následek prudké zpomalení dynamiky nově poskytovaných úvěrů a současně růst objemu úvěrů se selháním. Rok 2012 byl charakteristický velkým počtem osobních bankrotů, což se projevilo následkem vysoké zadluženosti domácností, pomalým růstem mezd a nepříliš pozitivními ekonomickými vyhlídkami do budoucna. Kontinuální pokles lze pozorovat zhruba již od poloviny 2013, kdy podíl bankovních úvěrů se selháním činil 5,16 %.

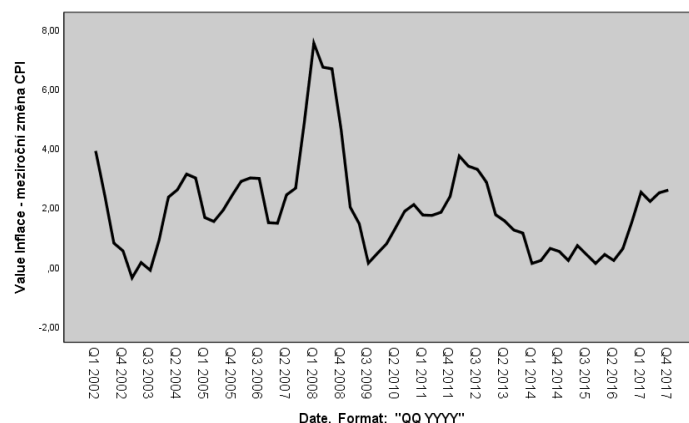
V období po vypuknutí globální finanční krize vystoupal podíl špatných úvěrů až nad 5% úroveň, zato v roce 2017 se jeho hodnota snížila na 2,49 %, což je v porovnání s počátkem roku 2002 o 6,32 p.b. méně. Pozitivně se jevily také klesající počty insolvenčních návrhů živnostníků. Nejviditelnější expanze v roce 2017 byla zaznamenána na trhu hypoték a na trhu spotřebitelských úvěrů, kdy růst reálných mezd přiměl domácnosti k vyšší spotřebě a poptávce po úvěrech. Například v červnu téhož roku vzrostl objem úvěrů na bydlení o 9,6 % na celkových 1 101 mld. Kč. I přesto, že si domácnosti půjčují stále více peněz, nemají problém jakékoliv druhy úvěrů splácet a na tyto splátky mají dostatek finančních prostředků. Tuto pozitivní skutečnost lze přisuzovat tomu, že se živnostníkům i domácnostem všeobecně velmi dobře daří. Hlavním důvodem, proč je v současnosti ukazatel podílu úvěrů se selháním poměrně nízký, je velmi příznivá ekonomická situace v ČR. Projevuje se to především rekordně nízkou mírou nezaměstnanosti, rostoucími mzdami a nízkými úrokovými sazbami. V celoevropském měřítku patří ČR v oblasti splácení úvěrů mezi špičku. Paradoxně právě v období ekonomické expanze dochází k častému vzniku finančních problémů a s nimi spojeného rizika nesplácení. V okamžiku, kdy nastane ekonomická recese nebo kdy centrální banka začne zvyšovat úrokové sazby, přestává být řada domácností schopna, vlivem nedostatečných finančních rezerv, splácet své závazky. ČNB mírně zvýšila základní úrokové sazby již v minulém roce a další růst sazeb lze předpokládat již koncem letošního roku.

Toto zdražení pocítí nejdříve domácnosti, které mají sjednány úvěry s variabilní úrokovou sazbou.

Nyní bude blíže specifikován vývoj jednotlivých makroekonomických proměnných pro M1 a M2. Poté bude přiblížen vývoj i speciální proměnné, která je určena pouze pro M2.

Vývoj inflace v ČR je znázorněn v níže uvedeném Grafu 4.2. ČNB se snaží prostřednictvím svých nástrojů dosahovat předem stanoveného inflačního cíle a udržovat hladinu inflace na stabilní a nízké úrovni. Z grafu je patrné, že během sledovaného období 2002 - 2017 došlo ke změně v cílování inflace hned několikrát. První vyhlášené inflační pásmo bylo stanoveno na počátku ledna 2002 na úrovni 3 – 5 %, přičemž k prosinci 2005 bylo tento cíl snižen na úroveň 2 – 4 %. Nový inflační cíl byl vyhlášen pro období roku 2006 ve výši 3 %, který trval až do konce roku 2009. Poslední známý inflační cíl je platný od ledna 2010 na úrovni 2 %. Zároveň ČNB usiluje o to, aby se skutečná hodnota inflace vzdalovala od původního cíle maximálně o jeden procentní bod na obě strany. Na první pohled jsou zřejmé významné výkyvy ve vývoji inflace, které byly částečně negativně ovlivněny častými změnami v měnovém režimu cílování inflace.

**Graf 4.2 Vývoj inflace v %**



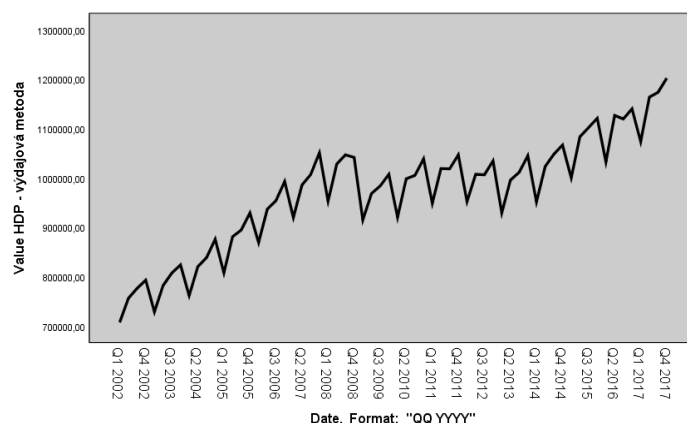
*Zdroj: vlastní zpracování*

Na časové řadě inflace jsou nejvíce zřetelné negativní dopady globální finanční krize, která se v ČR projevila v roce 2008. Hned v prvním čtvrtletí roku 2008 dosáhla míra inflace vlivem přehřáté ekonomiky neočekávaně vysoké hodnoty 7,5 %. Nástupem krize v České republice došlo k prudkému propadu české ekonomiky a hodnota inflace vlivem ekonomické recese začala klesat na její úplné dno. Ve třetím kvartálu roku 2009 činila hodnota inflace pouhých 0,1 %. Jak je zřejmé z Grafu 4.2, počátkem roku 2010 začala hladina inflace pozvolna stoupat a její růst pokračoval až do konce roku 2011, kdy se hodnota inflace nacházela poblíž

dolní hranice tolerančního pásma inflačního cíle. Začátkem roku 2012 došlo k mírnému růstu inflace nad horní hranici tolerančního pásma, což bylo způsobeno především zvýšením snížené sazby DPH z 10 na 14 %. V roce 2013 se míra inflace meziročně snížila zpět k dolní hranici tolerančního pásma cíle ČNB. ČNB rovněž zahájila devizové intervence, které oslabily kurz koruny vůči euru z původních 25,1 CZK/EUR na 27 CZK/EUR za účelem zvýšení inflace a odvrácení hrozící deflace. Vlivem oslabení české koruny došlo sice k podpoření českého exportu, avšak hodnota průměrné reálné mzdy a souhrnná produktivita práce v roce 2013 meziročně klesla. V průběhu roku 2014 se hodnota inflace pohybovala pod dolní hranicí tolerančního pásma a na konci stejného roku dosahovala pouze 0,5 %. Hlavní příčinou tohoto poklesu bylo především snížení světových cen ropy a energetických surovin v důsledku jejich snížené poptávky. V následujících letech 2015 a 2016 zůstávala hodnota inflace vlivem deflačního zahraničního vývoje a poklesu cen komodit i nadále hluboko pod stanoveným inflačním cílem ČNB. Teprve až v prosinci roku 2016 míra inflace rychle vzrostla a dosáhla 2% inflačního cíle ČNB. Kurz koruny se pohyboval lehce nad hladinou kurzového závazku 27 CZK/EUR. V roce 2017 byl inflační cíl splněn ve všech 4 čtvrtletích. V této časové řadě nelze pozorovat žádný přetrvávající trend ani sezónnost, neboť je pracováno s daty meziroční změny míry inflace. Na první pohled je patrná kolísavost hodnot, což je zapříčiněno zobrazením pouze určité části vývoje inflace. Z dlouhodobého pohledu lze však inflaci považovat za stacionární veličinu, která se v dlouhém časovém horizontu pohybuje kolem předem stanovených hodnot.

Ukazatel reálného HDP odráží skutečný stav a vývoj ekonomiky ČR. Z dlouhodobého hlediska lze konstatovat, že hodnota HDP ve sledovaném období celkově vzrostla. Graf 4.3 níže zobrazuje časovou řadu tohoto ukazatele.

**Graf 4.3 Vývoj HDP**



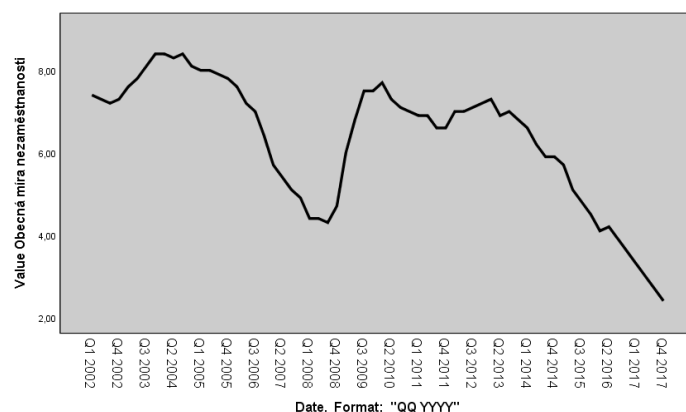
*Zdroj: vlastní zpracování*



Z Grafu 4.3 jsou zřejmé jasné prvky sezónnosti, které se projevují pravidelným poklesem HDP vždy v Q1 a největším vzrůstem HDP v Q4 příslušného roku. Důvod, proč tomu tak je, je především omezená spotřeba domácností na počátku roku, a naopak výrazně zvýšená spotřeba koncem roku zejména kvůli Vánočním svátkům. Vzhledem k přítomné sezónnosti je zapotřebí časovou řadu řádně očistit a poté také transformovat kvůli patrnému rostoucímu trendu. Při prvním pohledu je patrné, že hodnota ukazatele HDP byla v čase stabilně rostoucí, avšak od roku 2008 jsou velmi dobře viditelné propady ekonomické aktivity. Příčinou těchto propadů je již několikrát zmiňovaná globální finanční a hospodářská krize z roku 2008. Nejzřetelněji se negativní dopady projevily v posledním čtvrtletí téhož roku a v prvním čtvrtletí roku následujícího, kdy byl zaznamenán meziroční pokles o více než 4 % (v absolutním vyjádření více než 38 mil. Kč). Pokles HDP přetrvával ještě několik dalších let, a to i přes mírné oživení ekonomiky. Vlivem rostoucí nezaměstnanosti a zpomalení růstu reálných mezd začala klesat také spotřeba domácností. První známky nastartování a intenzivnějšího oživení ekonomiky lze pozorovat od roku 2013, kdy ekonomická aktivita zaznamenala meziroční růst. Česká ekonomika výrazně zrychlila až na začátku roku 2015, a to hlavně díky hrubé tvorbě kapitálu, vyšší spotřebě domácností, vládním investicím, oslabenému kurzu koruny a mimořádně nízkým úrokovým sazbám. Obdobně tomu bylo i v letech 2016 - 2017, kdy se pokračující ekonomický růst pozitivně promítl také na trhu práce. Nejvyšší hodnota HDP ve sledovaném období byla zaznamenána ve čtvrtém kvartálu roku 2017 a to ve výši 1 202 078 mil. Kč. Nutno poznamenat, že dopady světové krize nebyly pro ČR v porovnání s jinými zeměmi tak výrazné, a to především díky exportně orientované ekonomice a stabilnímu finančnímu sektoru. Na první pohled je viditelný rostoucí trend, z toho důvodu je zapotřebí odstranit problém s nestacionaritou a příslušnou časovou řadu transformovat.

Obecně platí, že by se měla míra nezaměstnanosti pohybovat okolo své přirození míry, kterou představují pouze ti lidé, kteří pracovat skutečně chtějí. V Grafu 4.4 je znázorněna časová řada obecné míry nezaměstnanosti a je zde velmi dobře viditelný její extrémní pokles.

**Graf 4.4 Vývoj obecné míry nezaměstnanosti**

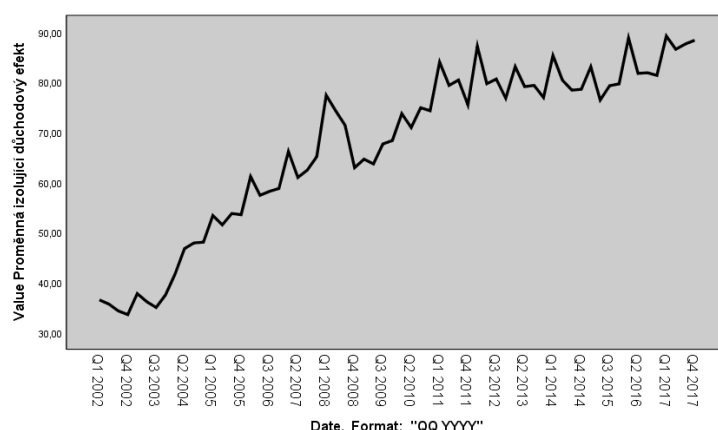


*Zdroj: vlastní zpracování*

První významný pokles nezaměstnanosti započal v průběhu roku 2006 a nejnižších hodnot dosáhl o dva roky později těsně před krizí 2008. V tomto roce dosáhla míra nezaměstnanosti pouhých 4,3 %, což bylo úzce spojeno s tehdejší přehřátou ekonomikou. V souvislosti s celosvětovou krizí však začala hodnota tohoto ukazatele markantně narůstat a počet volných míst byl velmi omezený. V roce 2010 dosáhla míra nezaměstnanosti bezmála 8 %, avšak v průběhu roku začala opět pozvolným tempem klesat. K mírnému růstu došlo ještě v letech 2012 a 2013, ovšem od roku 2014 je patrný opětovný pokles míry nezaměstnanosti v důsledku znovu nastartování české ekonomiky. Ve třetím čtvrtletí 2016 se míra nezaměstnanosti dostala pod hranici 4 % a v roce 2017 dokonce pod úroveň 3 %. V celoevropském měřítku dosahuje ČR v posledních letech nejnižších hodnot nezaměstnanosti, přičemž tento klesající trend může v menší míře pokračovat i do budoucna. Z dlouhodobého ekonomického hlediska lze považovat tohoto ukazatele za stacionární veličinu, neboť je zřejmá její fluktuace přibližně o  $\pm 2$  p. b. okolo 6% míry nezaměstnanosti.

Proměnná izolující důchodový efekt devizového kurzu je konstruována jako součin REER a míry otevřenosti ekonomiky. REER je velmi spolehlivým indikátorem vývoje mezinárodní konkurenceschopnosti země a v malých vysoce otevřených ekonomikách, jako je například česká, má velmi významný vliv na zahraniční obchod. Vykazuje-li index REER hodnotu vyšší než 100, je to jasný signál snižující se konkurenceschopnosti země vůči základnímu období (2015). Nachází-li se naopak hodnota tohoto indikátoru pod 100, znamená to, že konkurenceschopnost dané země oproti základnímu období roste. V Grafu 4.5 níže je zobrazen vývoj proměnné izolující důchodový efekt devizového kurzu, přičemž v Příloze č. 2 je znázorněn vývoj obou veličin, které tuto proměnou ovlivňují.

**Graf 4.5 Vývoj proměnné izolující důchodový efekt devizového kurzu**

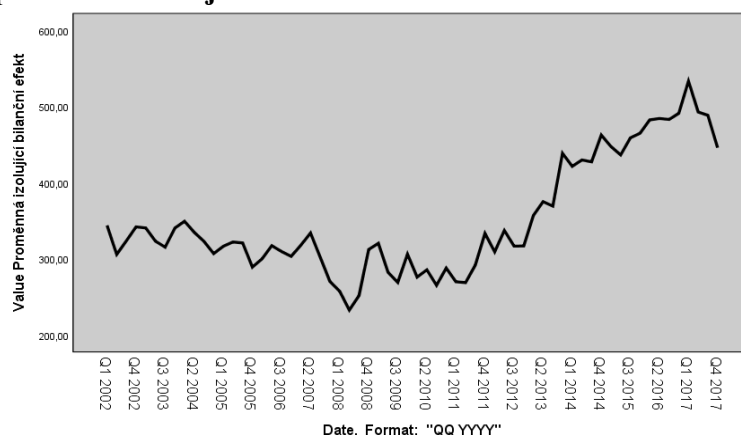


*Zdroj: vlastní zpracování*

U proměnné ERI je na první pohled zřejmý spíše rostoucí trend, který je ovlivněn rostoucím ukazatelem REER a míry otevřenosti ekonomiky. Od roku 2003 lze pozorovat postupné systematické posílení REER v průměru přibližně o 3 % ročně. Největší volatilita je zřejmá v letech 2008 - 2010, kdy došlo nejdříve k prudkému posílení, poté ke korekci a oslabení zpět k původní hladině a na závěr zase k posílení. Bezesporně nejvýraznější krátkodobý propad otevřenosti české ekonomiky lze sledovat v roce 2009, který byl zapříčiněn tehdejší krizí. V roce 2010 se REER meziročně zvýšil zhruba o 1 %, a to především vlivem rostoucího vývoje nominálního kurzu koruny (NEER) o 2,5 %. V následujících po krizových letech se hodnota tohoto ukazatele pohybovala zhruba o 10 – 14 % nad základní úroveň (100 %) a působila ve směru utahování měnových podmínek. ČNB svou měnovou politikou toto utahování vyrovnávala nepřetržitým snižováním sazeb, což na jednu stranu zabránilo dalšímu posilování měny, avšak v roce 2012 se tyto sazby dostaly na technickou nulu. Z tohoto důvodu byl zaveden přímý kurzový závazek. Obdobně jako u předchozích veličin i v tomto případě je patrný rostoucí trend. To znamená, že časová řada tohoto ukazatele je nestacionární, a proto je zapotřebí příslušnou časovou řadu stacionarizovat za pomoci vhodné transformace.

Proměnnou izolující bilanční efekt devizového kurzu lze vypočítat jako součin nominálního devizového kurzu CZK/EUR a podílu úvěrů v zahraniční měně na celkových úvěrech. Dle historického hlediska je všeobecně známo, že v koši měn zaujímala dominantní postavení svého času německá marka a následně euro.

**Graf 4.6 Vývoj proměnné izolující bilanční efekt devizového kurzu**

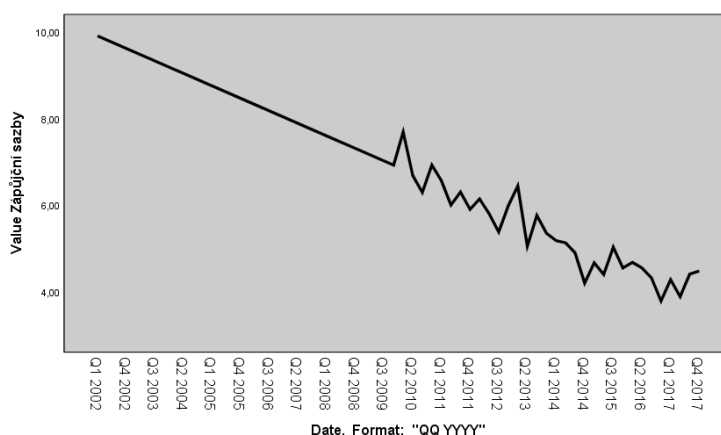


*Zdroj: vlastní zpracování*

Na rozdíl od proměnné ERI vykazuje proměnná ERB přesně opačný trend. Na základě grafu uvedeného v Příloze č. 2 je patrné, že od počátku sledovaného období byla hodnota ukazatele FX převážně stabilní za to ale zanedbatelná, neboť půjčky v zahraničních měnách se poskytovaly pouze zřídka, a to především firemnímu sektoru. Od roku 2011 lze pozorovat pozvolna rostoucí trend, přičemž FX dosahuje v porovnání s ostatními zeměmi V4 (Maďarsko, Polsko) poměrně nízkých a stále udržitelných hodnot. V tomto případě je opět zřejmý problém s nestacionaritou časové řady, kterou je nutné transformovat na stacionární časovou řadu.

U zápůjčních sazeb obecně platí, že jejich zvýšení může v případě dluhu s plovoucí úrokovou sazbou představovat výrazné zvýšení nákladů na jeho splácení. Vlivem toho dochází k růstu objemu nesplácených úvěrů a tím i úvěrů se selháním. Zvýšení hodnoty zápůjčních sazeb se může rovněž negativně odrazit na zájmu o nové úvěry.

**Graf 4.7 Vývoj zápůjční sazby**



*Zdroj: vlastní zpracování*

Vzhledem k nedostatečně dlouhé časové řadě zápůjčních sazeb, je v Grafu 4.7 znázorněn vývoj této veličiny pouze za období let 2010 až 2017. Snahou bylo aproximovat jiné zápůjční sazby, avšak korelace mezi těmito sazbami byla velice nízká. Z tohoto důvodu byly hodnoty za předchozí období 2002 – 2009 odhadnuty na základě funkce lineárního trendu. Od roku 2010 měla hodnota zápůjčních sazeb, až na pár výjimek, tendenci klesat. Mírnější výkyvy směrem nahoru byly zaznamenány v prvních čtvrtletích let 2012 a 2013. V posledních letech lze na trhu zápůjčních sazeb pozorovat velmi pozitivní a poměrně stabilní situaci, která je nepochybně odrazem příznivě se vyvíjející české ekonomiky. I přesto lze však z dlouhodobého hlediska pozorovat spíše klesající trend, a proto i tuto nestacionární časovou řadu je nezbytné transformovat.

#### 4.2.2 Analýza odlehlých a extrémních hodnot

Při analýze odlehlých a extrémních hodnot je vycházeno z výpočtu popisné statistiky a z box-plotů, které jsou součástí Přílohy č. 6 a Přílohy č. 7.

**Tab. 4.2 Analýza odlehlých a extrémních hodnot**

	počet pozorování	střední hodnota	směrodatná odchylka	chybějící hodnoty		odlehlé a extrémní hodnoty <sup>a</sup>	
				počet	%	dolní	horní
NPLR_1	64	3,8780	,89414	0	,0	0	0
INF	64	1,9592	1,63083	0	,0	0	3
HDP_SAS	64	969547,1875	107811,4507	0	,0	0	0
UNP	64	6,3312	1,56529	0	,0	0	0
ERI_SAS	64	67,2850000	16,67963276	0	,0	0	0
ERB_SAS	64	350,5354688	75,10980058	0	,0	0	0
NPLR_2	64	12,0720	3,63247	0	,0	0	1
INF	64	1,9592	1,63083	0	,0	0	3
HDP_SAS	64	969,5471876	107,8114509	0	,0	0	0
UNP	64	6,1475	1,75244	0	,0	0	0
ERI_SAS	64	67,2850000	16,67963276	0	,0	0	0
ERB_SAS	64	350,5354688	75,10980058	0	,0	0	0
LR_SAS	64	6,8699276	1,80193886	0	,0	0	0
a. Number of cases outside the range (Q1 - 1.5*IQR, Q3 + 1.5*IQR).							

*Zdroj: vlastní zpracování*

U obou modelů je patrný výskyt odlehlých hodnot u inflace, což je potvrzeno i pomocí box-plotů. Navíc u druhého modelu jsou prostřednictvím box-plotů potvrzena další dvě odlehlá pozorování u vysvětlující proměnné, ale v případě popisné statistiky je potvrzena pouze jedna odlehlá hodnota. Vzhledem ke skutečnosti, že výskyt odlehlých hodnot neovlivňují výrazným způsobem následující výpočty, není zapotřebí tyto hodnoty nahrazovat.

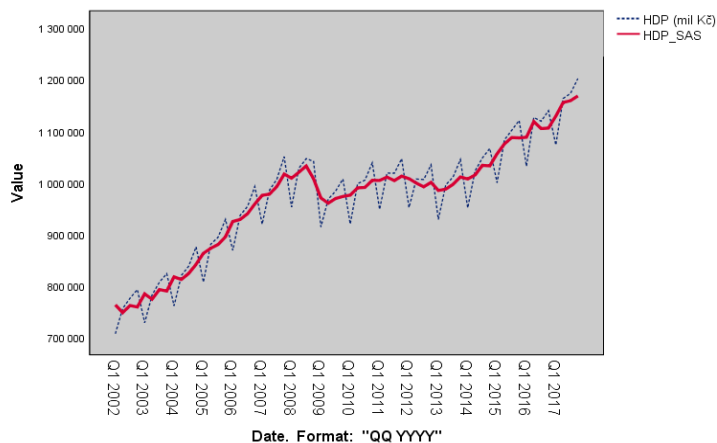
Z výše uvedeného Grafu 4.1 je patrné, že na začátku sledovaného období od 1Q 2002 do 4Q 2003 dosahovala proměnná NPLR velmi výrazných hodnot, které při prvních pokusech o odhad ekonometrických modelů zapříčiňovaly problémy při statistické a ekonometrické verifikaci (např. nedalo se docílit normálního rozdělení náhodné složky). Z tohoto důvodu byla časová řada zkrácena v případě prvního modelu celkem o 8 pozorování a v případě druhého modelu o 10 pozorování od začátku časové řady.

#### 4.2.3 Dekompozice časových řad

Dekompozice časových řad souvisí se sezónností, a proto je uskutečněna u všech proměnných, které tento sezónní trend vykazují. Tato dekompozice je provedena s využitím programu SPSS, kde jsou jednotlivé časové řady rozloženy na čtyři dílčí složky. První složkou je ERR vyjadřující reziduální odchylku, druhou v pořadí je SAS, která vyjadřuje sezónně očištěnou původní časovou řadu, další složkou je SAF, s jejíž pomocí lze stanovit sezónní faktor, který způsobuje odchylku od trendové složky a poslední dílčí složkou je STC, která zobrazuje trend a vývoj daného ukazatele z dlouhodobého hlediska.

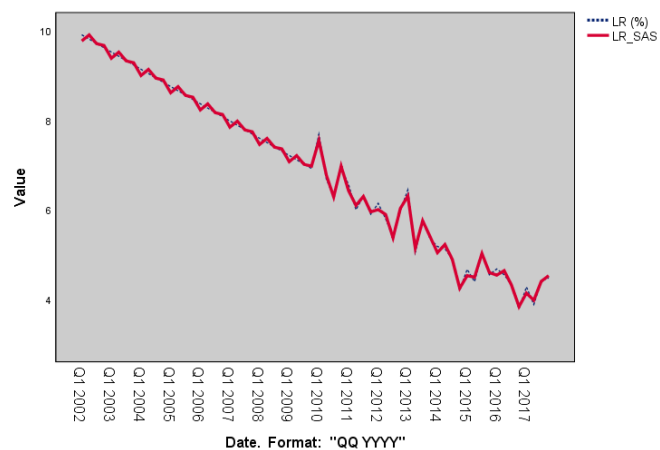
Sezónní očištění je provedeno pouze u proměnných, u nichž je patrná sezónnost. Očištění proměnných, které žádný sezónní trend nevykazují, může představovat ztrátu důležitých vlastností. Vývoj sledovaných proměnných je znázorněn v grafech, jenž jsou součástí podkapitoly 4.2.1. Vzhledem k přítomnosti sezónního trendu byla dekompozice časové řady provedena celkem u čtyř ukazatelů (HDP, ERI, ERB, LR). Vývoj těchto sezónně očištěných veličin je uveden v Grafech 4.8 až 4.11. V navazujících částech této diplomové práce jsou používána již výhradně sezónně očištěná data HDP, LR, ERI a RB.

**Graf 4.8 Vývoj HDP a HDP sezónně očištěné**



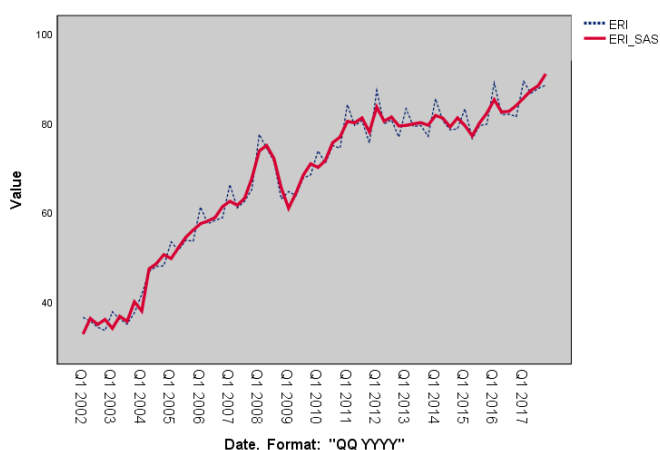
*Zdroj: vlastní zpracování*

**Graf 4.9 Vývoj LR a LR sezónně očištěné**



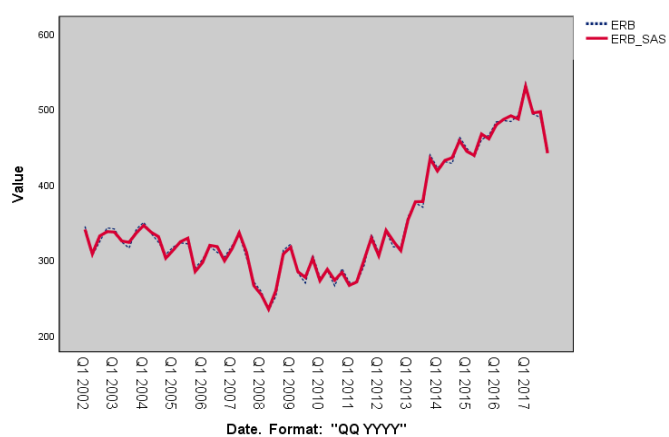
*Zdroj: vlastní zpracování*

**Graf 4.10 Vývoj ERI a ERI sezónně očištěné**



*Zdroj: vlastní zpracování*

**Graf 4.11 Vývoj ERB a ERB sezónně očištěné**



*Zdroj: vlastní zpracování*

#### 4.2.4 Transformace časových řad

V případě nestacionarity časových řad je provedena jejich vhodná transformace na časovou řadu stacionární. Na základě grafického vývoje sledovaných veličin v podkapitole 4.2.1 jsou nestacionárními proměnnými HDP, ERI, ERB a LR. Nestacionarita příslušných časových řad je odstraněna za pomoci vhodné transformace pro model M1 a M2 zvlášť.

Pro zajištění stacionarity časových řad se časové řady převedly do postupných diferencí kromě proměnné UNP, která je považována stacionární. Dále je zavedena umělá proměnná, která je označována jako *krize\_2008* a její významnost je testována pro oba modely. Vzhledem k hospodářské krizi v roce 2008, kdy došlo k výraznému nárůstu úvěrů se selháním, byla do modelu přidána uměle vytvořená proměnná, pomocí které bude tento ekonomický šok modelován.

Vzhledem ke skutečnosti, že jsou zkoumány dva modely, a sice úvěry se selháním domácností a úvěry se selháním živnostníků, vznikly příslušnou transformací dva nové modely. Modifikace prvního lineárního regresního modelu má následující podobu

$$\begin{aligned} dNPLR_t^1 = & \beta_1 + \beta_2 \cdot dINF_t + \beta_3 \cdot dHDP_t + \beta_4 \cdot UNP_t + \beta_5 \cdot dERI_t \\ & + \beta_6 \cdot dERB_t + \beta_7 \cdot krize\_2008 + \varepsilon_t, \end{aligned} \quad (4.9)$$

a modifikace druhého lineárního regresního modelu je dána vztahem

$$\begin{aligned} dNPLR_t^2 = & \beta_1 + \beta_2 \cdot dINF_t + \beta_3 \cdot dHDP_t + \beta_4 \cdot UNP_t + \beta_5 \cdot dERI_t \\ & + \beta_6 \cdot dERB_t + \beta_7 \cdot dLR_t + \beta_8 \cdot krize\_2008 + \varepsilon_t. \end{aligned} \quad (4.10)$$

V následujících částech této diplomové práce je pracováno již s modifikovanými modely, které jsou dále detailně analyzovány a upravovány.



## 4.3 Odhady parametrů modelu

Následující podkapitola je věnována výpočtům korelační matice a křížové korelace pro zmíněné analyzované proměnné. V dalším kroku jsou upraveny a odhadnuty jednotlivé parametry pro oba modifikované modely. Na závěr této podkapitoly je vyjádřena a posouzena vypovídací schopnost obou modifikovaných lineárních regresních modelů, a to prostřednictvím pomocných koeficientů.

### 4.3.1 Korelační analýza modelu

Podrobná specifikace korelační analýzy je uvedena v teoreticko-metodické části 3.3.1. Závislost mezi sledovanými veličinami je posuzována na základě křížových korelací a korelačních matic.

Součástí Přílohy č. 8 a Přílohy č. 9 jsou korelační matice pro oba lineární regresní modely. Typickým znakem korelačních matic je diagonála, na níž jsou znázorněny jedničky, charakterizující vzájemnou korelaci mezi stejnými prvky. Na určité hladině významnosti *sig* a pro předem stanovený počet pozorování *n*, je pro každou proměnnou příslušného modelu vypočítána hodnota korelace *Pearson Correlation*. V této práci je pracováno s 95% stupněm spolehlivosti, tedy 5% stupněm významnosti. Vzhledem k multikolinearitě by hodnota závislosti mezi exogenními veličinami neměla přesáhnout výši 0,8.

Vzhledem k dosažení kompromisu mezi statistickým a ekonomickým přístupem byly nejdříve na základě křížových korelací zvoleny nejvhodnější délky zpoždění proměnných (statistický přístup) a následně byla provedena drobná korekce pro vyhovění ekonomickým předpokladům o směru výsledných parametrů (ekonomický přístup).

U první korelační matice je na první pohled zřejmé, že se mezi žádnou dvojicí proměnných nevyskytuje vysoký korelační koeficient, což se dalo předpokládat, neboť většina proměnných je již transformována na postupné difference z důvodu řešení stacionarity časových řad a tímto způsobem se i vyřešila případná multikolinearita. Nejvyšší korelační koeficient (0,674) se objevil u uměle zavedené proměnné *krize\_2008* a vysvětlované proměnné *NPLR*. Lze předpokládat, že zvolené řešení výkyvu v datech vysvětlované proměnné je adekvátní.

V přílohách č. 10 a 11 jsou zachyceny křížové korelace v pořadí pro první modifikovaný model a následně pro druhý modifikovaný model. Snahou je, aby vztah mezi endogenní a exogenní proměnnou byl vždy co nejvyšší a naopak závislost mezi jednotlivými exogenními proměnnými navzájem byla co nejnižší. U analyzovaných proměnných vstupujících do prvního

modelu jsou patrná časová zpoždění u inflace o 2 období, dále u UNP o 1 období, v případě ERI\_SAS o 2 období a ERB\_SAS rovněž o 2 období. Kvůli lepší vypovídací schopnosti bylo však zapotřebí některé proměnné zpoždit o více období. Z toho důvodu je proměnná inflace nakonec zpožděna celkem o 4 období, proměnná UNP o 2 období a ERB\_SAS o 3 období. V případě druhého modelu bylo nutné provést časová zpoždění u proměnných ERI\_SAS a ERB\_SAS o 2 období a u proměnné LR\_SAS o 1 období.

Časová zpoždění jsou zpravidla zapříčiněna opožděnými reakcemi domácností a živnostníků na změny v ekonomice. Nejčastěji lidé reagují se zpožděním na inflaci, růst HDP a na rostoucí nezaměstnanost, neboť lidem zpravidla trvá déle, než zaznamenají vliv ekonomických změn na svých výplatách a na své celkové životní úrovni.

#### 4.3.2 Odhad lineárního regresního modelu

V této podkapitole je proveden odhad lineárního regresního modelu pro model M1 a M2 s využitím metody nejmenších čtverců. Podstata této metody je blíže specifikována v teoreticko-metodické části 3.3.2.

Nejprve jsou odhadnuty modely s proměnnými dle původního úmyslu, ale vzhledem k tomu, že ne všechny parametry byly statisticky významné, byly následně některé proměnné vylučovány podle nejnižší statistické významnosti, přičemž po každém vyloučení proměnné se hledaly možnosti jiné délky zpoždění proměnné tak, aby další proměnnou nebylo nutné vylučovat. První model vypadá následovně

$$dNPLR_t^1 = \beta_1 + \beta_2 \cdot dINF_{t-4} + \beta_3 \cdot dHDP_t + \beta_4 \cdot UNP_{t-2} + \beta_5 \cdot dERI_{t-2} + \beta_6 \cdot dERB_{t-3} + \beta_7 \cdot krize\_2008 + \varepsilon_t. \quad (4.11)$$

a druhý model je popsán vztahem

$$dNPLR_t^2 = \beta_1 + \beta_2 \cdot dINF_t + \beta_3 \cdot dHDP_t + \beta_4 \cdot UNP_t + \beta_5 \cdot dERI_{t-2} + \beta_6 \cdot dERB_{t-2} + \beta_7 \cdot dLR_{t-1} + \beta_8 \cdot krize\_2008 + \varepsilon_t. \quad (4.12)$$

**Tab. 4.3 Odhady parametrů prvního modelu M1**

Model		Nestandardizované		Standardizované	t	Sig.
		B	Směrodatná odchylka	Beta		
M1	konstanta	-,349	,085		-4,115	,000
	dINF_t_4	-,013	,023	-,058	-,576	,568
	dHDP_SAS	-,003	,002	-,171	-1,652	,105
	UNP_t_2	,044	,013	,326	3,483	,001
	dERI_SAS_t_2	-,004	,007	-,062	-,668	,507
	dERB_SAS_t_3	,002	,001	,200	2,166	,035
	krize_2008	,356	,054	,662	6,638	,000
a. Závislá proměnná: dNPLR_1 - Úvěry v selhání domácností						

*Zdroj: vlastní zpracování*

Odhad prvního modelu je následující

$$dNPLR_t^1 = -0,349 - 0,013 \cdot dINF_{t-4} - 0,003 \cdot dHDP_t + 0,044 \cdot UNP_{t-2} - 0,004 \cdot dERI_{t-2} + 0,002 \cdot dERB_{t-3} + 0,356 \cdot krize\_2008 + \varepsilon_t. \quad (4.13)$$

**Tab. 4.4 Odhady parametrů druhého modelu M2**

Model		Nestandardizované		Standardizované	t	Sig.
		Beta	Směrodatná odchylka	Beta		
M2	konstanta	-,397	,254		-1,562	,125
	dINF	-,006	,077	-,008	-,072	,943
	dHDP_SAS	-,016	,005	-,379	-3,192	,003
	UNP	,054	,041	,145	1,320	,193
	dERI_SAS_t_2	-,039	,026	-,188	-1,540	,130
	dERB_SAS_t_2	,000	,003	,009	,073	,942
	dLR_SAS_t_1	,117	,172	,075	,683	,498
	krize_2008	,518	,179	,340	2,892	,006
a. Závislá proměnná: dNPLR_2 - Úvěry v selhání živnostníků						

*Zdroj: vlastní zpracování*

Odhad pro druhý model vypadá následovně

$$dNPLR_t^2 = -0,397 - 0,006 \cdot dINF_t - 0,016 \cdot dHDP_t + 0,054 \cdot UNP_t - 0,039 \cdot dERI_t + 0,000 \cdot dERB_t + 0,117 \cdot dLR_t + 0,518 \cdot krize\_2008 + \varepsilon_t. \quad (4.14)$$

Vzhledem k tomu, že se v modelu M1 nacházely statisticky nevýznamné proměnné (dINF, dERI\_SAS\_t\_2), byly tyto proměnné postupně odebírány, dokud hodnota korigovaného (adjustovaného) koeficientu determinace rostla. Po odebrání statisticky nevýznamných proměnných se jako nejvhodnější jeví následující modely.

**Tab. 4.5 Odhady parametrů prvního modifikovaného modelu M1**

Model		Nestandardizované		Standardizované	t	Sig.
		Beta	Směrodatná odchylka	Beta		
M1	konstanta	-,361	,081		-4,456	,000
	dHDP_SAS	-,002	,001	-,155	-1,639	,107
	UNP_t_2	,045	,012	,330	3,652	,001
	dERB_SAS_t_3	,002	,001	,218	2,442	,018
	krize_2008	,368	,051	,684	7,252	,000
a. Závislá proměnná: dNPLR_1						

*Zdroj: vlastní zpracování*

Odhad prvního modifikovaného modelu po odebrání statisticky nevýznamných proměnných vypadá následovně

$$dNPLR_t^1 = -0,361 - 0,002 \cdot dHDP_t + 0,045 \cdot UNP_{t-2} + 0,002 \cdot dERB_{t-3} + 0,368 \cdot krize\_2008 + \varepsilon_t. \quad (4.15)$$

Na základě výsledného výstupu odhadnutého modelu M2, lze usoudit, že statistické významné parametry na hladině spolehlivosti 95 % jsou pouze u proměnných dHDP\_SAS a krize\_2008. Ostatní parametry mají p-hodnotu vyšší než hladina významnosti 0,05 a jsou tedy statisticky nevýznamné. Z toho důvodu byly postupně odebírány nejméně významné proměnné, dokud hodnota korigovaného (adjustovaného) koeficientu determinace rostla. Zároveň byl před každým dalším vyloučením proveden test křížové korelace mezi rezidui aktuálního modelu a kandidovanou proměnnou na vyloučení pro případ, že by byla po změně modelu odebráním jedné z proměnných nalezena lepší délka zpoždění u kandidátů na vyloučení. První v pořadí byla vyloučena proměnná dINF, protože byla nejméně významná, další v pořadí bylo nutno vyloučit proměnnou dERB\_SAS\_t\_2. V případě proměnné dLR\_SAS\_t\_1 se právě podařilo před jejím vyloučením najít vhodnější zpoždění, a proto tato proměnná vyloučená nebyla, ale byla nahrazena dLR\_SAS\_t\_3.

**Tab. 4.6 Odhady parametrů druhého modifikovaného modelu M2**

Model		Nestandardizované		Standardizované	t	Sig.
		Beta	Směrodatná odchylka	Beta		
M2	konstanta	-,370	,242		-1,531	,132
	dHDP_SAS	-,018	,000	-,411	-3,672	,001
	UNP	,053	,038	,144	1,388	,172
	dERI_SAS_t_2	-,034	,022	-,165	-1,563	,125
	dLR_SAS_t_3	,284	,167	,178	1,700	,096
	krize_2008	,508	,168	,333	3,016	,004
a. Závislá proměnná: dNPLR_2						

Zdroj: vlastní zpracování

Odhad druhého modifikovaného modelu po odebrání statisticky nevýznamných proměnných vypadá následovně

$$dNPLR_t^2 = -0,370 - 0,018 \cdot dHDP_t + 0,053 \cdot UNP_t - 0,034 \cdot dERI_t + 0,284 \cdot dLR + 0,508 \cdot krize\_2008 + \varepsilon_t. \quad (4.16)$$

#### 4.3.3 Koeficienty determinace modelu

Hlavní podstata koeficientu determinace je blíže vysvětlena v teoreticko-metodické části. Jednotlivé koeficienty determinace pro modely M1 a M2 jsou včetně koeficientů DW zachyceny v Tab. 4.7 a Tab. 4.8.

**Tab. 4.7 Koeficient determinace modelu M1**

Model	R	R <sup>2</sup>	Adjusted R <sup>2</sup>	Střední chyba odhadu
M1	,776 <sup>a</sup>	,602	,571	,13068
a. Nezávislá proměnná: (konstanta), dHDP_SAS, UNP_t_2, dERB_SAS_t_3, krize_2008,				
b. Závislá proměnná: dNPLR_1				

Zdroj: vlastní zpracování

V prvním modelu dosahuje hodnota koeficientu determinace 60,2 %, což znamená, že variabilita úvěrů se selháním domácností je z 60,2 % vysvětlena deterministickou částí a z 39,8 % náhodnou chybou.

**Tab. 4.8 Koeficient determinace modelu M2**

Model	R	R <sup>2</sup>	Adjusted R <sup>2</sup>	Střední chyba odhadu
M2	,702 <sup>a</sup>	,493	,440	,42900
a. Nezávislá proměnná: (konstanta), dHDP_SAS, UNP, dERI_SAS_t_2, dLR_SAS_t_3, krize_2008				
b. Závislá proměnná: dNPLR_2				

Zdroj: vlastní zpracování

V druhém modelu dosahuje hodnota koeficientu determinace pouhých 49,3 %. To znamená, že variabilita úvěrů se selháním živnostníků je ze 49,3 % tvořena deterministickou částí a z 50,7 % náhodnou chybou. Významnost obou analyzovaných modelů je posouzena na základě výsledků testů ANOVA, které jsou zobrazeny v následujících tabulkách.

**Tab. 4.9 ANOVA prvního modelu M1**

Model		SS	df	MS	F	Sig.
M1	Regrese	1,316	4	,329	19,264	,000 <sup>b</sup>
	Residua	,871	51	,017		
	Celkem	2,187	55			
a. Závislá proměnná: dNPLR_1						
b. Nezávislá proměnná: (konstanta), dHDP_SAS, UNP_t_2, dERB_SAS_t_3, krize_2008,						

*Zdroj: vlastní zpracování*

Na základě výše uvedené Tab. 4.9 lze konstatovat, že model je statisticky významný, protože p-hodnota tohoto testu je 0,000, tedy menší než hodnota 0,05.

**Tab. 4.10 ANOVA druhého modelu M2**

Model		SS	df	MS	F	Sig.
M2	Regrese	8,577	5	1,715	9,321	,000 <sup>b</sup>
	Residua	8,834	48	,184		
	Celkem	17,411	53			
a. Závislá proměnná: dNPLR_2						
b. Nezávislá proměnná: (konstanta), dHDP_SAS, UNP, dERI_SAS_t_2, dLR_SAS_t_3, krize_2008						

*Zdroj: vlastní zpracování*

V případě druhého modelu lze rovněž konstatovat, že je model statisticky významný, neboť i tentokrát se p-hodnota rovná 0,000 a je tedy menší než hodnota 0,05. V následující Tab. 4.11 je zachycena statistika reziduí pro oba modifikované modely.

**Tab. 4.11 Statistika reziduí pro modifikovaný model M1 a M2**

Model		Minimum	Maximum	Průměr	Směrodatná odchylka	N
M1	Predikovaná hodnota	-,2510	,3993	-,0255	,15468	56
	Residua	-,24586	,32538	,00000	,12584	56
	Std. predikovaná hodnota	-1,457	2,746	,000	1,000	56
	Std. residua	-1,881	2,490	,000	,963	56
M2	Predikovaná hodnota	-,8173	1,2583	-,1374	,40229	54
	Residua	-1,06279	,61253	,00000	,40827	54
	Std. predikovaná hodnota	-1,690	3,469	,000	1,000	54
	Std. residua	-2,477	1,428	,000	,952	54

*Zdroj: vlastní zpracování*

## 4.4 Verifikace analyzovaných modelů

Součástí této podkapitoly je statistická, ekonometrická a ekonomická verifikace. V první části je provedena za použití t-testu a F-testu statistická verifikace, na kterou navazuje verifikace ekonometrická, která zkoumá správné splnění předpokladů pro použití metody nejmenších čtverců. V závěrečné části je provedena ekonomická verifikace se zaměřením na ověření regresních parametrů a modelu jako celku. Ověření je provedeno především za pomoci statistických tabulek a statistických funkcí v MS Excel.

### 4.4.1 Statistická verifikace

Podrobný postup pro provedení statistické verifikace je uveden v teoreticko-metodické části 3.4.1. Nejdříve jsou na základě vztahu 3.20 formulovány hypotézy pro jednotlivé regresní koeficienty a lze je zapsat následovně

$$\begin{aligned} H_0 &= \beta_1 = 0; \beta_2 = 0; \beta_3 = 0; \beta_4 = 0; \beta_5 = 0; \beta_6 = 0; \\ H_A &= \beta_1 \neq 0; \beta_2 \neq 0; \beta_3 \neq 0; \beta_4 \neq 0; \beta_5 \neq 0; \beta_6 \neq 0; \end{aligned} \quad (4.17)$$

Princip formulace hypotéz je pro oba modely stejný, v případě druhého modelu M2 je však vzhledem k většímu počtu proměnných obsažen ve výše uvedeném vztahu jeden koeficient navíc. V této diplomové práci jsou jednotlivé testy počítány na 5% hladině významnosti a lze tedy říci, že s 95% hladinou spolehlivosti bude zamítnuta hypotéza  $H_0$ . Dále je pro každý parametr vypočítána hodnota t-statistiky, která je následně porovnána s kritickou hodnotou. V Tab. 4.12 jsou uvedeny testové hodnoty jednotlivých parametrů.

**Tab. 4.12 Výpočet testových hodnot pro parametry obou modelů**

Parametry M1	Výpočet kritické hodnoty		Výpočet t-statistiky		Porovnání
$\beta_1$	TINV(0,05;56)	2,0032	$t_{vyp} = -0,361/0,081$	-4,456	$ t_{krit}  <  t_{vyp} $
$\beta_2$	TINV(0,05;56)	2,0032	$t_{vyp} = -0,002/0,001$	-1,639	$ t_{krit}  >  t_{vyp} $
$\beta_3$	TINV(0,05;56)	2,0032	$t_{vyp} = 0,045/0,012$	3,652	$ t_{krit}  <  t_{vyp} $
$\beta_4$	TINV(0,05;56)	2,0032	$t_{vyp} = 0,002/0,001$	2,442	$ t_{krit}  <  t_{vyp} $
$\beta_5$	TINV(0,05;56)	2,0032	$t_{vyp} = 0,368/0,051$	7,252	$ t_{krit}  <  t_{vyp} $
Parametry M2	Výpočet kritické hodnoty		Výpočet t-statistiky		Porovnání
$\beta_1$	TINV(0,05;54)	2,0049	$t_{vyp} = -0,370/0,242$	-1,531	$ t_{krit}  >  t_{vyp} $
$\beta_2$	TINV(0,05;54)	2,0049	$t_{vyp} = -0,018/0,000$	-3,672	$ t_{krit}  <  t_{vyp} $
$\beta_3$	TINV(0,05;54)	2,0049	$t_{vyp} = 0,053/0,038$	1,388	$ t_{krit}  >  t_{vyp} $
$\beta_4$	TINV(0,05;54)	2,0049	$t_{vyp} = -0,034/0,022$	-1,563	$ t_{krit}  >  t_{vyp} $
$\beta_5$	TINV(0,05;54)	2,0049	$t_{vyp} = 0,284/0,167$	1,700	$ t_{krit}  >  t_{vyp} $
$\beta_6$	TINV(0,05;54)	2,0049	$t_{vyp} = 0,508/0,168$	3,016	$ t_{krit}  <  t_{vyp} $

*Zdroj: vlastní zpracování*

Na základě výše uvedené Tab. 4.12 lze konstatovat, že v případě modelu M1 je pouze u jednoho parametru přijata hypotéza  $H_0$  a zamítnuta  $H_A$ , což znamená, že daný parametr je statisticky nevýznamný a je možné jej z modelu vyloučit. Tato proměnná však z modelu vyloučena není, neboť se postupovalo na základě upraveného koeficientu determinace, který po odebrání této proměnné by se snížil. V případě druhého modelu byly statistické významné pouze dva parametry, u ostatních parametrů byla přijata  $H_0$  a zamítnuta  $H_A$ , což znamená, že dané parametry jsou statisticky nevýznamné a je možné je z modelu vyloučit. I v tomto případě byly proměnné parametru ponechány ze stejného důvodu jako v prvním modelu.

V následujícím kroku je provedena kontrola významnosti modelu prostřednictvím F-statistiky na základě předem formulovaných hypotéz pro celý vícenásobný regresní model

$$\begin{aligned} H_0 &= \beta_1 = \beta_2 = \beta_3 = \beta_4 = \beta_5 = \beta_6 = 0; \\ H_A &= \beta_1 \neq 0 \vee \beta_2 \neq 0 \vee \beta_3 \neq 0 \vee \beta_4 \neq 0 \vee \beta_5 \neq 0 \vee \beta_6 \neq 0; \end{aligned} \quad (4.18)$$

V posledním kroku je zapotřebí porovnat kritickou hodnotu s hodnotou F-statistiky, která je vypočítána na základě vztahu 3.26 uvedeném v teoreticko-metodické části.

**Tab. 4.13 Výpočet testových hodnot pro model M1 a M2**

Model	Výpočet kritické hodnoty		Výpočet t-statistiky		Porovnání
<b>M1</b>	FINV(0,05;4;51)	2,5534	$F_{vyp} = \frac{1,316/4}{0,871/51}$	19,2400	$ F_{krit}  <  F_{vyp} $
<b>M2</b>	FINV(0,05;5;48)	2,4085	$F_{vyp} = \frac{8,577/5}{8,834/48}$	9,3222	$ F_{krit}  <  F_{vyp} $

*Zdroj: vlastní zpracování*

Na základě uvedené Tab. 4.13 lze konstatovat, že jsou oba analyzované modely statisticky významné na 5% hladině významnosti, neboť v obou případech je zamítnuta hypotéza  $H_0$  a přijata hypotéza  $H_A$ .

#### 4.4.2 Ekonometrická verifikace

V rámci této podkapitoly je testována nežádoucí přítomnost autokorelace, heteroskedasticity a posléze jsou také pro připomenutí uvedeny testy multikolinearity. V následující části je otestována rovněž správnost specifikace a normální rozdělení reziduí.

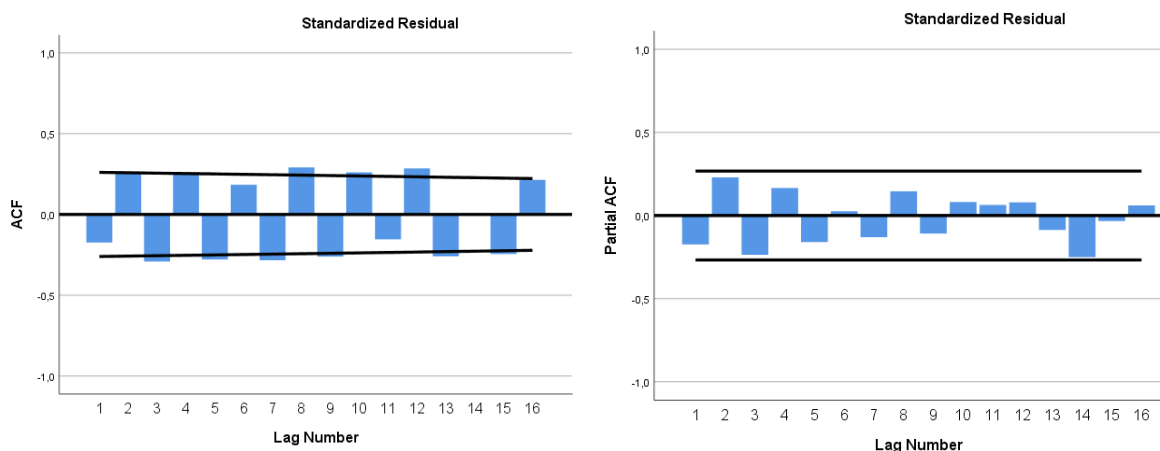
##### 4.4.2.1 Autokorelace

Podstata a význam zkoumání autokorelace je podrobně definována již v teoreticko-metodické části. V této podkapitole je autokorelace reziduí identifikována pomocí grafického zobrazení ACF a PACF. Posléze je autokorelace testována také prostřednictvím Durbin-Watsonova testu, jenž patří



mezi statistické metody zkoumání. Vzhledem k tomu, že se v diplomové práci používají kvartální časové řady je zkoumána autokorelace nejvýše do 4. řádu.

**Graf 4.12 ACF a PACF graf reziduální složky prvního modelu M1**



*Zdroj: vlastní zpracování*

Z výše uvedených grafů je zřejmé, že v modelu je přítomna autokorelace reziduí vyšších řádů. Konkrétně pomocí grafického testu ACF je zjištěna autokorelace druhého, třetí i čtvrtého řádu na 5% hladině významnosti. Pomocí druhého grafického testu PACF není potvrzena přítomnost autokorelace na 5% hladině významnosti. Pro lepší vypovídací schopnost je vhodné otestovat autokorelaci za pomoci DW testu, jehož výsledky jsou zachyceny v Tab. 4.14.

**Tab. 4.14 Přehled výsledných hodnot DW testu**

Model	R	R <sup>2</sup>	Adjusted R <sup>2</sup>	Střední chyba odhadu	Durbin-Watson
M1	,776 <sup>a</sup>	,602	,571	,13068	2,304
M1.1	,828 <sup>a</sup>	,685	,651	,12026	2,163
M2	,702 <sup>a</sup>	,493	,440	,42900	2,090

*Zdroj: vlastní zpracování*

Původní hodnotu DW testu lze vyčíst z Tab. 4.14, kde je jeho hodnota rovna 2,304. Vzhledem ke skutečnosti, že dolní hranice ( $D_L$ ) je 1,42012 a horní hranice ( $D_U$ ) je 1,72461, výsledná hodnota DW testu spadá do tzv. šedého pásma a nelze tak tímto testem prokázat ani zamítnout existenci autokorelace reziduí. Řešením této situace je přidání závislé proměnné zpožděné o 4 období ( $dNPLR\_t\_4$ ) do stávajícího modelu.

**Tab. 4.15 ANOVA prvního modelu M1.1 po přidání zpožděné proměnné**

Model		SS	df	MS	F	Sig.
M1	Regrese	1,448	5	,290	20,018	,000 <sup>b</sup>
	Residua	,665	46	,014		
	Celkem	2,113	51			
a. Závislá proměnná: dNPLR						
b. Nezávislá proměnná: (Constant), dNPLR_t_4, dERB_SAS_t_3, dHDP_SAS, krize_2008, UNP_t_2						

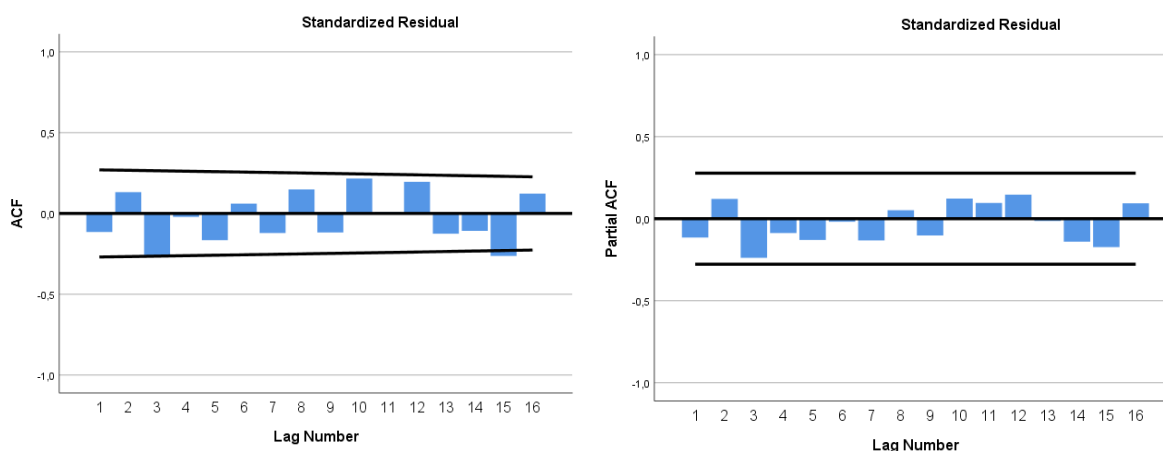
*Zdroj: vlastní zpracování*

**Tab. 4.16 Parametry prvního modelu M1.1 po přidání zpožděné proměnné**

Model		Nestandardizované		Standardizované	t	Sig.
		Beta	Směrodatná odchylka	Beta		
M1	(Constant)	-,291	,089		-3,275	,002
	dHDP_SAS	-,002	,001	-,118	-1,307	,198
	UNP_t_2	,036	,014	,252	2,627	,012
	dERB_SAS_t_3	,002	,001	,208	2,485	,017
	krize_2008	,326	,048	,611	6,719	,000
	dNPLR_t_4	,269	,100	,264	2,694	,010
a. Závislá proměnná: dNPLR_1						

*Zdroj: vlastní zpracování*

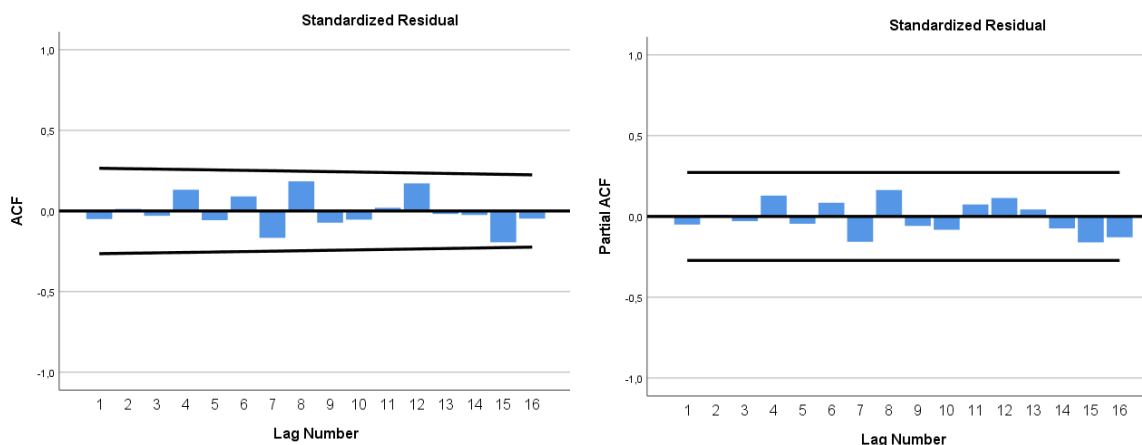
Na první pohled je zjevné, že u upraveného modelu došlo k růstu hodnoty koeficientu determinace z 60,2 % na 68,5 %. To znamená, že variabilitu proměnné dNPLR\_1 lze vysvětlit z 68,5 % deterministickou složkou a zbývajících 31,5 % náhodnou chybou. Z výsledku ANOVY uvedené v Tab. 4.15 je patrné, že model je statisticky významný, neboť hodnota Sig. je menší než hodnota 0,05.

**Graf 4.13 ACF a PACF graf reziduální složky prvního modelu M1**

*Zdroj: vlastní zpracování*

Na základě uvedených grafů ACF a PACF lze konstatovat, že přidáním nové závislé proměnné zpožděné o 4 období již není v prvním modelu potvrzena přítomnost autokorelace. Pro jistotu je vhodné provést nový DW test, ve kterém je již zahrnuta zavedená proměnná. Výsledná hodnota DW testu pro nový model M1.1 je dle Tab. 4.14 rovno 2,163 při  $D_L = 1,34305$  a  $D_U = 1,77005$ . Hypotéza  $H_0$  je přijata a v modelu je potvrzena nepřítomnost autokorelace prvního řádu.

**Graf 4.14 ACF a PACF graf reziduální složky druhého modelu M2**



*Zdroj: vlastní zpracování*

V druhém modelu není potvrzena přítomnost autokorelace prvního řádu nebo vyšších řádů, což dokazují také grafické testy ACF a PACF. Kvůli lepší vypovídací schopnosti je rovněž proveden výpočet DW testu, jehož výsledky jsou uvedeny v Tab. 4.14. Výsledná hodnota je 2,090 při  $D_L$  rovno 1,36687 a  $D_U$  1,76844. Přijímá se  $H_0$  a autokorelace prvního řádu není v druhém modelu přítomna.

#### 4.4.2.2 Heteroskedasticita

V této podkapitole je ověřován výskyt heteroskedasticity za pomoci grafických bodových diagramů a analytického Whiteova obecného testu. Grafické testy prvního i druhého modelu jsou součástí Přílohy č. 14 a Přílohy č. 15. Na základě této grafické analýzy bylo zjištěno, že by rezidua nemusela mít konstantní a konečný rozptyl a nelze tak předpokládat nepřítomnost heteroskedasticity v modelu.

Přesnější zhodnocení je provedeno za pomoci Whiteova testu, jenž měří závislost jedné proměnné (nestandardizovaného rezidua) na dalších proměnných. Rovnice pro nový regresní model M1 vypadá následovně

$$\begin{aligned}
\hat{u}_t^2 = & \alpha_1 + \alpha_2 \cdot dHDP\_SAS_t + \alpha_3 \cdot UNP_{t-2} + \alpha_4 \cdot dERB\_SAS_{t-3} + \alpha_5 \cdot krize\_2008 \\
& + \alpha_6 \cdot dNPLR_{t-4} + \alpha_7 \cdot dHDP\_SAS_t^2 + \alpha_8 \cdot UNP_{t-2}^2 + \alpha_9 \cdot dERB\_SAS_{t-3}^2 \\
& + \alpha_{10} \cdot krize\_2008^2 + \alpha_{11} \cdot dNPLR_{t-4}^2 + \alpha_{12} \cdot dHDP\_SAS_t \cdot UNP_{t-2} \\
& + \alpha_{13} \cdot dHDP\_SAS_t \cdot dERB\_SAS_{t-3} + \alpha_{14} \cdot dHDP\_SAS_t \cdot krize\_2008 \\
& + \alpha_{15} \cdot dHDP\_SAS_t \cdot dNPLR_{t-4} + \alpha_{16} \cdot UNP_{t-2} \cdot dERB\_SAS_{t-3} \\
& + \alpha_{17} \cdot UNP_{t-2} \cdot krize\_2008 + \alpha_{18} \cdot UNP_{t-2} \cdot dNPLR_{t-4} \\
& + \alpha_{19} \cdot dERB\_SAS_{t-3} \cdot krize\_2008 + \alpha_{20} \cdot dERB\_SAS_{t-3} \cdot dNPLR_{t-4} \\
& + \alpha_{21} \cdot krize\_2008 \cdot dNPLR_{t-4} + \varepsilon_t.
\end{aligned} \tag{4.19}$$

a v případě druhého regresního modelu M2 takto

$$\begin{aligned}
\hat{u}_t^2 = & \alpha_1 + \alpha_2 \cdot dHDP\_SAS_t + \alpha_3 \cdot UNP_t + \alpha_4 \cdot dERI\_SAS_{t-2} + \alpha_5 \cdot dLR\_SAS_{t-3} \\
& + \alpha_6 \cdot krize\_2008 + \alpha_7 \cdot dHDP\_SAS_t^2 + \alpha_8 \cdot UNP_t^2 + \alpha_9 \cdot dERI\_SAS_{t-2}^2 \\
& + \alpha_{10} \cdot dLR\_SAS_{t-3}^2 + \alpha_{11} \cdot krize\_2008^2 + \alpha_{12} \cdot dHDP\_SAS_t \cdot UNP_{t-2} \\
& + \alpha_{13} \cdot dHDP\_SAS_t \cdot dERI\_SAS_{t-2} + \alpha_{14} \cdot dHDP\_SAS_t \cdot dLR\_SAS_{t-3} \\
& + \alpha_{15} \cdot dHDP\_SAS_t \cdot krize\_2008 + \alpha_{16} \cdot UNP_t \cdot dERI\_SAS_{t-2} \\
& + \alpha_{17} \cdot UNP_t \cdot dLR\_SAS_{t-3} + \alpha_{18} \cdot UNP_t \cdot krize\_2008 \\
& + \alpha_{19} \cdot dERI\_SAS_{t-2} \cdot dLR\_SAS_{t-3} + \alpha_{20} \cdot dERI\_SAS_{t-2} \cdot krize\_2008 \\
& + \alpha_{21} \cdot dLR\_SAS_{t-3} \cdot krize\_2008 + \varepsilon_t.
\end{aligned} \tag{4.20}$$

Na základě vztahu 3.39 jsou formulovány hypotézy

$$\begin{aligned}
H_0: & \text{všechny parametry } \alpha \text{ jsou si rovny,} \\
H_A: & \text{všechny parametry } \alpha \text{ si nejsou rovny.}
\end{aligned} \tag{4.21}$$

V dalším kroku je vypočítána hodnota chí-statistiky a kritická hodnota, které jsou navzájem porovnány. V Tab. 4.17 je zachycen postup výpočtu pro oba modely.

**Tab. 4.17 Whiteův test - výpočet testových hodnot pro oba nové modely**

Model	Výpočet kritické hodnoty		Výpočet chí-statistiky		Porovnání
<b>M1</b>	CHIINV(0,05;31)	44,9853	$X_{vyp}^2 = 52 \cdot 0,355$	18,4600	$ X_{krit}^2  >  X_{vyp}^2 $
<b>M2</b>	CHIINV(0,05;33)	47,3940	$X_{vyp}^2 = 54 \cdot 0,253$	13,6620	$ X_{krit}^2  >  X_{vyp}^2 $

*Zdroj: vlastní zpracování*

Z výše uvedeného je zřejmé, že hodnota chí-statistiky je u obou modelů menší než kritická hodnota. To znamená, že je na 5% hladině významnosti přijata hypotéza  $H_0$  a v důsledku toho lze u obou modelů potvrdit nepřítomnost heteroskedasticity.

#### 4.4.2.3 Multikolinearita

Princip a podstata testování multikolinearity je blíže popsána v teoreticko-metodické části. Vzájemná lineární závislost mezi vysvětlujícími proměnnými je zkoumána za pomoci korelačních matic pro model M1 a M2, které jsou součástí Přílohy č. 12 a Přílohy č. 13. Hodnota korelačního koeficientu nedosahuje ani v jednom případě hodnoty vyšší než je hodnota 0,8, což je pozitivní signál, že v ani v jednom modelu není přítomna multikolinearita.

Podle párové korelační matice je možné detekovat multikolinearitu pouze mezi jednotlivými páry proměnných, ale nelze již zjistit lineární závislost některé z vysvětlujících proměnných na vícero jiných vysvětlujících proměnných. Z tohoto důvodu je multikolinearita testována ještě pomocí vícenásobného koeficientu determinace, jenž se používá tehdy, je-li přítomna vícenásobná lineární závislost mezi vysvětlujícími proměnnými, které jsou v modelu použity. V Tab. 4.18 a 4.19 jsou uvedeny jednotlivé testovací modely multikolinearity pro obě vysvětlující proměnné.

**Tab. 4.18 Vícenásobný  $R^2$  - nově odhadnuté regresní modely pro M1**

<b>M1.1</b>	<i>konstanta</i>
<b>M1.2</b>	$dHDP\_SAS = \alpha_2 \cdot k + \alpha_3 \cdot UNP_{t-2} + \alpha_4 \cdot dERB\_SAS_{t-3} + \alpha_5 \cdot krize\_2008 + \alpha_6 \cdot dNPLR_{t-4} + u_t$
<b>M1.3</b>	$UNP_{t-2} = \alpha_2 \cdot k + \alpha_3 \cdot dHDP\_SAS + \alpha_4 \cdot dERB\_SAS_{t-3} + \alpha_5 \cdot krize\_2008 + \alpha_6 \cdot dNPLR_{t-4} + u_t$
<b>M1.4</b>	$dERB\_SAS_{t-3} = \alpha_2 \cdot k + \alpha_3 \cdot dHDP\_SAS + \alpha_4 \cdot UNP_{t-2} + \alpha_5 \cdot krize\_2008 + \alpha_6 \cdot dNPLR_{t-4} + u_t$
<b>M1.5</b>	$krize\_2008 = \alpha_2 \cdot k + \alpha_3 \cdot dHDP\_SAS + \alpha_4 \cdot UNP_{t-2} + \alpha_5 \cdot dERB\_SAS_{t-3} + \alpha_6 \cdot dNPLR_{t-4} + u_t$
<b>M1.6</b>	$dNPLR_{t-4} = \alpha_2 \cdot k + \alpha_3 \cdot dHDP\_SAS + \alpha_4 \cdot UNP_{t-2} + \alpha_5 \cdot dERB\_SAS_{t-3} + \alpha_6 \cdot krize\_2008 + u_t$

*Zdroj: vlastní zpracování*

**Tab. 4.19 Vícenásobný  $R^2$  - nově odhadnuté regresní modely pro M2**

<b>M2.1</b>	<i>konstanta</i>
<b>M2.2</b>	$dHDP\_SAS = \alpha_2 \cdot k + \alpha_3 \cdot UNP + \alpha_4 \cdot dERI\_SAS_{t-2} + \alpha_5 \cdot dLR\_SAS_{t-3} + \alpha_6 \cdot krize\_2008 + u_t$
<b>M2.3</b>	$UNP = \alpha_2 \cdot k + \alpha_3 \cdot dHDP\_SAS + \alpha_4 \cdot dERI\_SAS_{t-2} + \alpha_5 \cdot dLR\_SAS_{t-3} + \alpha_6 \cdot krize\_2008 + u_t$
<b>M2.4</b>	$dERI\_SAS_{t-2} = \alpha_2 \cdot k + \alpha_3 \cdot dHDP\_SAS + \alpha_4 \cdot UNP + \alpha_5 \cdot dLR\_SAS_{t-3} + \alpha_6 \cdot krize\_2008 + u_t$
<b>M2.5</b>	$dLR\_SAS_{t-3} = \alpha_2 \cdot k + \alpha_3 \cdot dHDP\_SAS + \alpha_4 \cdot UNP + \alpha_5 \cdot dERI\_SAS_{t-2} + \alpha_6 \cdot krize\_2008 + u_t$
<b>M2.6</b>	$krize\_2008 = \alpha_2 \cdot k + \alpha_3 \cdot dHDP\_SAS + \alpha_4 \cdot UNP + \alpha_5 \cdot dERI\_SAS_{t-2} + \alpha_6 \cdot dLR\_SAS_{t-3} + u_t$

*Zdroj: vlastní zpracování*

Nyní jsou definovány hypotézy pro regresní modely M1.1 až M1.6 a M2.1 až M2.6

$$\begin{aligned} H_0: & \text{v modelu není významná multikolinearita,} \\ H_A: & \text{v modelu je významná multikolinearita.} \end{aligned} \quad (4.22)$$

V následující Tab. 4.20 je zachycen výpočet kritické hodnoty a výpočet F-statistiky, které jsou posléze porovnány na 5 % hladině významnosti.

**Tab. 4.20 Vícenásobný  $R^2$  - výpočet testových hodnot pro jednotlivé proměnné**

<b>M1</b>	<b>Výpočet kritické hodnoty</b>		<b>Výpočet F-statistiky</b>		<b>Závěr</b>
<b>M1.1</b>	konstanta				
<b>M1.2</b>	FINV(0,05;4;47)	2,3930	$F_{vyp} = [(0,161/4)/(1-0,161)/47]$	2,257	$F_{krit} > F_{vyp}$
<b>M1.3</b>	FINV(0,05;4;47)	2,3930	$F_{vyp} = [(0,253/4)/(1-0,253)/47]$	3,980	$F_{krit} < F_{vyp}$
<b>M1.4</b>	FINV(0,05;4;47)	2,3930	$F_{vyp} = [(0,023/4)/(1-0,023)/47]$	0,273	$F_{krit} > F_{vyp}$
<b>M1.5</b>	FINV(0,05;4;47)	2,3930	$F_{vyp} = [(0,172/4)/(1-0,172)/47]$	2,445	$F_{krit} < F_{vyp}$
<b>M1.6</b>	FINV(0,05;4;47)	2,3930	$F_{vyp} = [(0,286/4)/(1-0,286)/47]$	4,716	$F_{krit} < F_{vyp}$
<b>M2</b>	<b>Výpočet kritické hodnoty</b>		<b>Výpočet F-statistiky</b>		<b>Závěr</b>
<b>M2.1</b>	konstanta				
<b>M2.2</b>	FINV(0,05;4;49)	2,3861	$F_{vyp} = [(0,155/4)/(1-0,155)/49]$	2,246	$F_{krit} > F_{vyp}$
<b>M2.3</b>	FINV(0,05;4;49)	2,3861	$F_{vyp} = [(0,020/4)/(1-0,020)/49]$	0,253	$F_{krit} > F_{vyp}$
<b>M2.4</b>	FINV(0,05;4;49)	2,3861	$F_{vyp} = [(0,047/4)/(1-0,047)/49]$	0,607	$F_{krit} > F_{vyp}$
<b>M2.5</b>	FINV(0,05;4;49)	2,3861	$F_{vyp} = [(0,033/4)/(1-0,033)/49]$	0,421	$F_{krit} > F_{vyp}$
<b>M2.6</b>	FINV(0,05;4;49)	2,3861	$F_{vyp} = [(0,134/4)/(1-0,134)/49]$	1,902	$F_{krit} > F_{vyp}$

*Zdroj: vlastní zpracování*

Na základě výsledků zachycených v Tab. 4.20 výše lze konstatovat, že u modelu M1 je ve třech případech na 5% hladině významnosti zamítnuta  $H_0$ , což znamená, že je v modelu

přítomna statisticky významná multikolinearita. Naopak u modelu M2 je hypotéza  $H_0$  přijata, čímž je potvrzeno, že se multikolinearita v tomto modelu nevyskytuje.

Jedním z dalších způsobů, jak rozpoznat přítomnost multikolinearity v regresním modelu je výpočet tzv. míry korelovanosti, přičemž celková míra korelovanosti je změřena pomocí funkcí VIF, TOL a CI. VIF vyjadřuje změnu variability, TOL koeficient rozsahu tolerance a CI podmíněný index korelační matice. Výpočet VIF byl proveden na základě vztahu 3.48, TOL na základě vztahu 3.49 a při výpočtu CI bylo vycházeno z rovnice 3.50.

**Tab. 4.21 Vícenásobný  $R^2$  - výpočet VIF, TOL a CI jednotlivých proměnných**

<b>M1</b>	<b>VIF</b>		<b>TOL</b>			<b>CI</b>
<b>M1.1</b>	$VIF = (1 - 0,253)^{-1}$	1,3387	$TOL = 1/1,3387$	0,7470	toleruje se	1,8450
<b>M1.2</b>	$VIF = (1 - 0,161)^{-1}$	1,1919	$TOL = 1/1,1919$	0,8390	toleruje se	1,4651
<b>M1.3</b>	$VIF = (1 - 0,023)^{-1}$	1,0235	$TOL = 1/1,0235$	0,9770	toleruje se	2,3314
<b>M1.4</b>	$VIF = (1 - 0,172)^{-1}$	1,2077	$TOL = 1/1,2077$	0,8280	toleruje se	1,0000
<b>M1.5</b>	$VIF = (1 - 0,286)^{-1}$	1,4006	$TOL = 1/1,4006$	0,7140	toleruje se	1,1182
<b>M2</b>	<b>VIF</b>		<b>TOL</b>			<b>CI</b>
<b>M2.1</b>	$VIF = (1 - 0,155)^{-1}$	1,1834	$TOL = 1/1,1834$	0,8450	toleruje se	1,0000
<b>M2.2</b>	$VIF = (1 - 0,020)^{-1}$	1,0204	$TOL = 1/1,0204$	0,9800	toleruje se	1,6061
<b>M2.3</b>	$VIF = (1 - 0,047)^{-1}$	1,0493	$TOL = 1/1,0493$	0,9530	toleruje se	2,0752
<b>M2.4</b>	$VIF = (1 - 0,033)^{-1}$	1,0341	$TOL = 1/1,0341$	0,9670	toleruje se	1,3546
<b>M2.5</b>	$VIF = (1 - 0,134)^{-1}$	1,1547	$TOL = 1/1,1547$	0,8660	toleruje se	1,0233

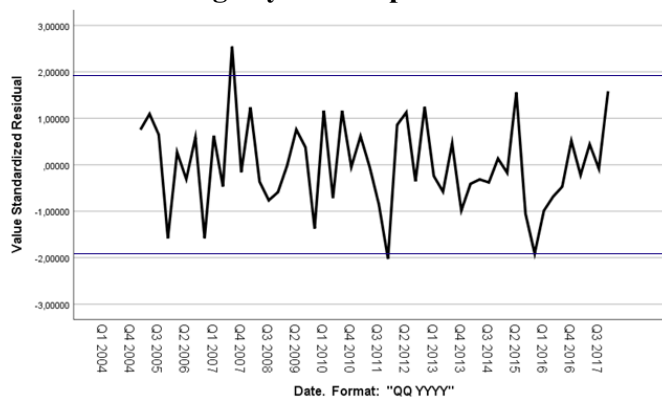
*Zdroj: vlastní zpracování*

Obecně platí, že je-li hodnota VIF i CI vysoká, pak je také vysoká hodnota multikolinearity v modelu. Naopak dosahuje-li vysokých hodnot ukazatel TOL, pak je v modelu přítomna nízká míra multikolinearity. Na základě výsledků vyplývajících z Tab. 4.21 lze konstatovat, že u obou modelů dosáhla hodnota TOL blížících se hodnotě 1 a tím je potvrzena nízká multikolinearita.

#### 4.4.3 Specifikace modelu

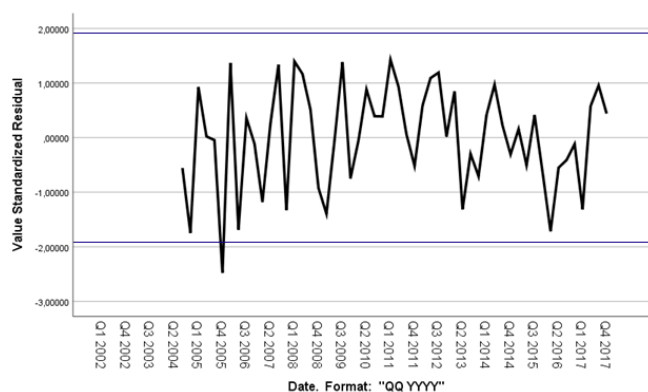
V následující podkapitole je testována správnost specifikace daného modelu prostřednictvím grafické analýzy standardizovaných reziduí v čase a analytického testu. Model lze považovat za správně specifikovaný tehdy, jsou-li splněny současně tři podmínky. První podmínkou je, že se náhodný vývoj reziduí pohybuje okolo nulové hodnoty. Druhou podmínkou je, že pohyb reziduí se nachází v konfidenčním intervalu  $\{-1,96; 1,96\}$ . Třetí podmínkou je, že daná rezidua pochází z normálního rozdělení. Špatná specifikace může nastat v případě, že je např. v modelu použita nepodstatná proměnná místo důležité proměnné. Grafické posouzení je provedeno za pomoci liniových grafů.

**Graf. 4.15 Specifikace modelu - liniové grafy reziduí prvního modelu M1**



*Zdroj: vlastní zpracování*

**Graf. 4.16 Specifikace modelu - liniové grafy reziduí druhého modelu M2**



*Zdroj: vlastní zpracování*

Z výše uvedených grafů je patrné, že standardizovaná rezidua jsou až na tři odlehlé hodnoty v případě prvního modelu a jednu odlehlou hodnotu v případě druhého modelu, rozprostřena v konfidenčním intervalu  $(-1,96; 1,96)$ . Rozdělení je náhodné, protože se již autokorelace řešila v podkapitole 4.4.2.1. Na základě vývoje reziduí lze usuzovat, že model není chybně specifikován.

Správnost specifikace modelu lze otestovat i za pomoci Ramsey RESET testu, jehož hlavní podstata spočívá ve vytvoření predikovaných hodnot, které jsou posléze implementovány do původního modelu. V dalším kroku je testována hodnota koeficientu determinace. Nejprve je však zapotřebí vymezit příčinné hypotézy

$$\begin{aligned} H_0: & \text{model je správně specifikován,} \\ H_A: & \text{model není správně specifikován.} \end{aligned} \tag{4.23}$$



**Tab. 4.22 RESET test - výpočet testových hodnot pro model M1 a M2**

Model	Výpočet kritické hodnoty		Výpočet F-statistiky		Porovnání
<b>M1</b>	FINV(0,05;2;44)	3,2093	$F_{vyp} = \frac{(0,695 - 0,685) / 2}{(1 - 0,695) / 44}$	0,7213	$F_{krit} > F_{vyp}$
<b>M2</b>	FINV(0,05;2;46)	3,1996	$F_{vyp} = \frac{(0,530 - 0,493) / 2}{(1 - 0,530) / 46}$	1,8106	$F_{krit} > F_{vyp}$

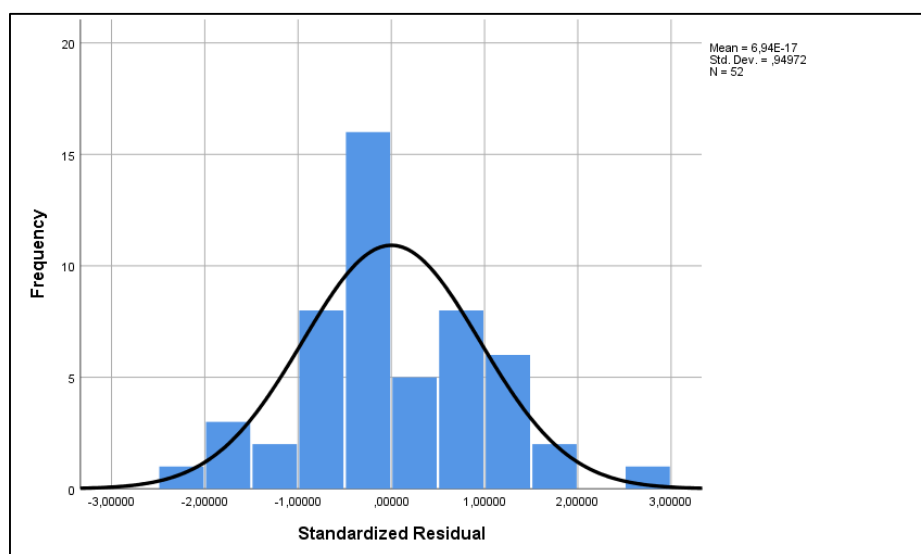
*Zdroj: vlastní zpracování*

Vzhledem k výsledkům uvedených v Tab. 4.22 lze konstatovat, že oba modely jsou na 5% hladině významnosti správně specifikovány a  $H_0$  nelze zamítnout.

#### 4.4.4 Normalita reziduí

Normalita reziduí je v teoretické rovině specifikovaná již v podkapitole. Tato část diplomové práce je vymezena pro grafické a analytické testování normality reziduí. Grafické testování je zachyceno prostřednictvím histogramu rozdělení četnosti reziduí a pravděpodobnostními grafy P-P plot a Q-Q plot. Posléze je proveden Jarque Bera test.

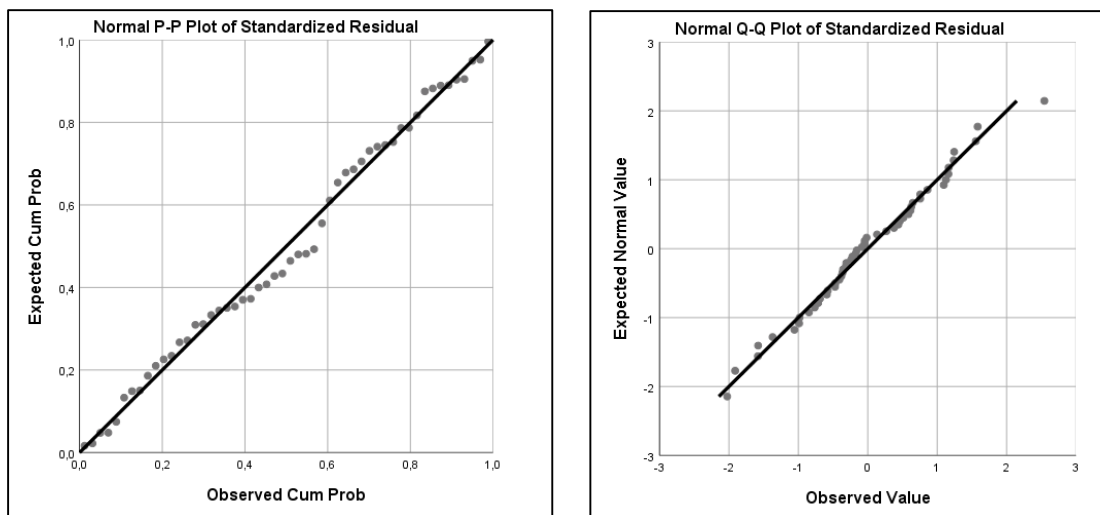
**Graf 4.17 Histogram rozdělení četností reziduí prvního modelu M1**



*Zdroj: vlastní zpracování*

Z výše uvedeného histogramu lze vyčíst, že střední hodnota se blíží 0 a směrodatná odchylka je rovna 0,9497, ovšem nelze jednoznačně stanovit, zda mají rezidua skutečně normální rozdělení. Z tohoto důvodu je proveden také analytický Jarque Bera test.

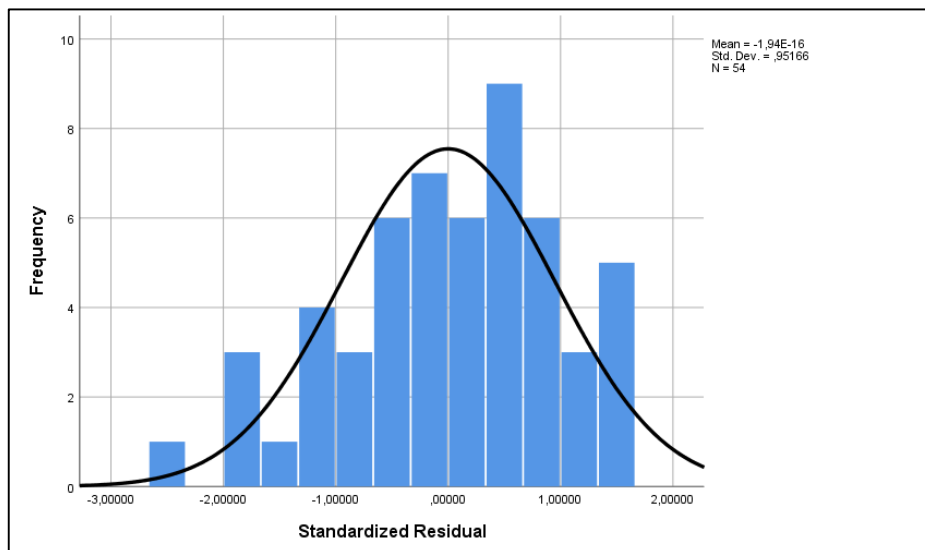
**Graf 4.18 Pravděpodobnostní P-P a Q-Q grafy prvního modelu M1**



*Zdroj: vlastní zpracování*

Na základě výše uvedených P-P plot a Q-Q plot grafů lze konstatovat, že rozdělení reziduí odpovídá normálnímu rozdělení, neboť v obou případech se hodnoty nachází v těsné blízkosti přímky nebo bezprostředně na ní. Zároveň je z grafů vidět dostatečná shoda teoretické kumulativní pravděpodobnosti se skutečně naměřenou pravděpodobností a shoda teoretických kvantilů s naměřenými kvantily.

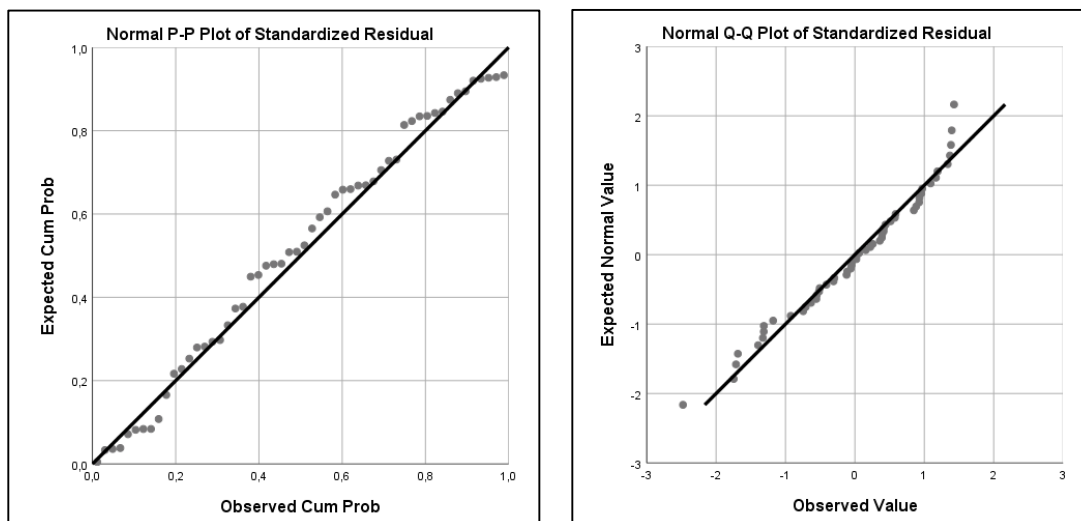
**Graf 4.19 Histogram rozdělení četností reziduí druhého modelu M2**



*Zdroj: vlastní zpracování*

Z histogramu je na první pohled patrné mírné vychýlení v pravé části grafu, což by mohlo vést k nepřiměřené šikmosti. Nelze tedy jednoznačně určit, zda rezidua mají nebo nemají normální rozdělení, a proto je pro jistotu proveden i Jarque Bera test.

**Graf 4.20 Pravděpodobnostní P-P a Q-Q grafy druhého modelu M2**



*Zdroj: vlastní zpracování*

Obdobně jako u prvního modelu M1 je z P-P plot a Q-Q plot grafů patrné normální rozdělení reziduí, neboť i v tomto případě se hodnoty pohybují v okolí přímky a kopírují její průběh. Současně lze z grafů usuzovat relativní shodu teoretické kumulativní pravděpodobnosti se skutečně naměřenou pravděpodobností a shodu teoretických kvantilů s naměřenými kvantily. Nyní je proveden výpočet JB testu za pomoci deskriptivní statistiky v SPSS. Odtud byly získány hodnoty šikmosti a špičatosti, které byly následně dosazeny do patřičného vzorce.

**Tab. 4.23 JB test - výpočet testových hodnot pro model M1 a M2**

Model	Výpočet JB testu		Porovnání
<b>M1</b>	$JB = 52 \cdot \left[ \frac{0,124^2}{6} + \frac{(0,027 - 3)^2}{24} \right]$	19,28	$JB > \chi^2_{\alpha}(2)$
<b>M2</b>	$JB = 54 \cdot \left[ \frac{-0,470^2}{6} + \frac{(-0,379 - 3)^2}{24} \right]$	23,70	$JB > \chi^2_{\alpha}(2)$

*Zdroj: vlastní zpracování*

Z Tab. 4.23 výše je zřejmé, že hodnota JB testu je na 5% hladině významnosti menší než tabulková hodnota chí-kvadrát, tzn., že nulovou hypotézu nelze zamítnout a rezidua mají normální rozdělení.

#### 4.4.5 Ekonomická verifikace

Hlavní podstatou a smyslem ekonomické verifikace je komplexní posouzení výsledného modelu. Ze všeho nejdříve je zhodnocena vypovídací schopnost obou modelů a odhad jednotlivých

parametrů. V následující části je ověřen soulad mezi ekonomickými hypotézami a výslednými modely, včetně objasnění vztahů mezi vysvětlovanou proměnnou a vysvětlujícími proměnnými.

V rámci prvního modelu je variabilita úvěrů se selháním domácností vysvětlena z 60,2 % deterministickou částí a z 39,8 % náhodnou chybou. U druhého modelu je variabilita úvěrů se selháním živnostníků vysvětlena ze 49,3 % deterministickou částí a z 50,7 % náhodnou chybou. Vypovídací schopnost výsledných modelů lze považovat, navzdory nízkým hodnotám deterministické části, za dostačující. Odhady jednotlivých parametrů jsou provedeny s využitím metody nejmenších čtverců. Výsledný odhad prvního modelu je zapsán jako

$$\begin{aligned} dNPLR\_1 = & -0,291 - 0,002 \cdot dHDP\_SAS_t + 0,036 \cdot UNP_{t-2} \\ & + 0,002 \cdot dERB\_SAS_{t-3} + 0,326 \cdot krize\_2008 + 0,269 \cdot dNPLR_{t-4} + \varepsilon_t \end{aligned} \quad (4.24)$$

a výsledný odhad druhého modelu je

$$\begin{aligned} dNPLR\_2 = & -0,370 - 0,018 \cdot dHDP\_SAS_t + 0,053 \cdot UNP_t \\ & - 0,034 \cdot dERI\_SAS_{t-2} + 0,284 \cdot dLR\_SAS_{t-3} + 0,508 \cdot krize\_2008 + \varepsilon_t \end{aligned} \quad (4.25)$$

U první hypotézy je uveden záporný vztah mezi inflací a úvěry se selháním, ačkoliv někdy bývá označován za nepřímou úměrnost. Obecně platí, že inflace snižuje reálnou hodnotu splátek dluhu, a díky tomu jsou tak domácnosti a živnostníci lépe schopni splácet své dluhy. Na druhou stranu také platí, že pokud nerostou mzdy rychleji, tak ceteris paribus s rostoucí inflací klesá reálný příjem domácností, které v důsledku menšího počtu finančních prostředků již nejsou schopny splácet své sjednané úvěry. V ČR jsou hypoteční úvěry zpravidla sjednány s fixní úrokovou sazbou. Problém nastává v okamžiku, kdy uplyne stanovená doba fixace, a domácnosti se vlivem rostoucích úroků dostávají do finančních potíží. Vztah nelze potvrdit, neboť proměnná inflace byla vlivem působení těchto dvou protichůdných sil a z důvodu nízké statistické významnosti, z obou modelů vyloučena.

V případě HDP a úvěrů se selháním je patrný záporný vztah, neboť platí, že s rostoucím HDP roste celková životní úroveň a bohatství obyvatelstva. Lidé jsou schopni splácet své úvěry a v důsledku toho dochází k poklesu úvěrů se selháním. Platnost ekonomické hypotézy je potvrzena u obou modelů. Zvýší-li se přírůstek HDP o 1 mld. Kč, pak úvěry se selháním domácností poklesnou o 0,002 p.b. a úvěry se selháním živnostníků poklesnou o 0,018 p.b. ceteris paribus.

Z ekonomického hlediska je předpokládán pozitivní vztah mezi obecnou mírou nezaměstnanosti a úvěry se selháním, neboť roste-li nezaměstnanost, roste počet lidí s finančními potížemi, kteří mají problém se splácením svých úvěrů. U obou modelů je tento pozitivní vztah prokázán. Když se zvýší nezaměstnanost o 1 p.b., tak se úvěry se selháním domácností se zvýší

o 0,036 p.b. se zvýší o 0,053 p.b. ceteris paribus. V případě prvního modelu je zřejmé časové zpoždění o 2 období, což je v souladu s ekonomickou teorií, neboť se předpokládá, že některé domácnosti mohou na rostoucí nezaměstnanost reagovat s malým zpožděním, např. z důvodu existence úspor.

Mezi důchodovým efektem devizového kurzu a vysvětlovanou proměnnou je obecně předpokládán negativní vztah, protože s rostoucím devizovým kurzem dochází ke znehodnocení české měny, díky čemuž dochází k růstu konkurenceschopnosti domácího zboží vůči zahraničí. Vlivem rostoucího exportu a s ním spojených příjmů jsou firmy schopny lépe dostát svým závazkům. Hypotéza je v souladu pouze s druhým modelem. Vzroste-li hodnota důchodového efektu o 1 p.b., tak dojde k poklesu úvěrů se selháním živnostníků o 0,034 p.b. ceteris paribus. V prvním modelu byla tato proměnná vyloučena kvůli nízké statistické významnosti.

Pozitivní vztah je předpokládán mezi bilančním efektem devizového kurzu a vysvětlovanou proměnnou, neboť nominální depreciace měny může u úvěrů v zahraniční měně vyvolat dluh a zvýšení jeho splátek. Tento vztah je potvrzen u prvního modelu. Dojde-li k růstu této proměnné o 1 p.b., tak vzroste hodnota úvěrů se selháním domácností o 0,002 p.b. ceteris paribus. Z druhého modelu byla tato proměnná odstraněna pro nízkou významnost. V tomto případě může hrát velkou roli také skutečnost, že zadluženost živnostníků v zahraničních měnách je v porovnání se zadlužeností domácností výrazně nižší.

Mezi proměnnou zápůjční sazby z nových úvěrů a vysvětlovanou proměnnou je formulován pozitivní vztah. Z ekonomického hlediska platí, že s rostoucí hodnotou zápůjčních sazeb rostou také náklady na splácení dluhu, díky čemuž pak dochází k prohlubování nesplacených úvěrů. Platnost vztahu byla posuzována pouze pro druhý model a lze říci, že pokud dojde ke zvýšení zápůjčních sazeb o 1 p.b., tak dojde k růstu úvěrů se selháním živnostníků o 0,284 p.b. ceteris paribus. Tento vztah je tedy potvrzen.

Další hypotéza je formulována mezi uměle zavedenou proměnnou *krize\_2008* a vysvětlovanou proměnnou. Obecně lze očekávat pozitivní vztah mezi těmito proměnnými. Dojde-li k vypuknutí velké hospodářské krize, celková životní úroveň domácností i živnostníků se rapidně sníží. Platnost ekonomického předpokladu je potvrzena u obou modelů. Vznik podobné hospodářské krize, jako byla krize v roce 2008, vyvolá zvýšení úvěrů se selháním domácností o 0,326 p.b. a zvýšení úvěrů se selháním živnostníků o 0,508 p.b. ceteris paribus.

Poslední hypotéza je spjatá s dodatečně přidanou proměnnou *NPLR\_t\_4*, která byla přidána do prvního modelu kvůli odstranění autokorelace. Mezi touto proměnnou a vysvětlovanou proměnnou lze opět očekávat pozitivní vztah, neboť růst úvěrů se selháním

poukazuje na sníženou platební schopnost dlužníků a vede k dalšímu růstu úvěrů se selháním. Vztah je tedy v souladu s ekonomickou teorií a dle výsledného modelu lze říci, že vzroste-li množství úvěrů se selháním domácností v minulém roce, tak dojde ke zvýšení úvěrů se selháním domácností o 0,269 p.b. ceteris paribus.

#### **4.5 Predikce proměnných na další 3 období**

Pro stanovení prognózy hypotečních úvěrů se selháním domácností a živnostníků pro následující období Q1 až Q3 2018 pomocí výsledných ekonometrických modelů je nejdříve zapotřebí stanovit budoucí hodnoty vysvětlujících proměnných. V případě jednotlivých vysvětlujících proměnných bylo nutné zvolit různé postupy.

Pro model M1 v případě proměnné HDP se nabízela možnost stanovit si budoucí hodnoty na základě lineární trendové funkce, tato metoda však nakonec zvolena nebyla, neboť lineární funkce neprognózuje zvolenou proměnnou příliš dobře. Z tohoto důvodu v případě HDP byla použita odborná prognóza ČNB. Proměnná UNP je zpožděna o 2 období, tudíž pro první dva prognózované kvartály byly použity její skutečné hodnoty a pro třetí prognózovaný kvartál byla dosazena odborná prognóza z MFČR. Pro proměnnou ERB nebylo nutné vytvářet žádné prognózy, neboť je v modelu zpožděna o 3 období, a proto bylo možné použít její skutečné hodnoty pro 3 prognózovaná období. U zpožděné proměnné NPLR délka zpoždění dokonce přesahuje prognostický horizont, tudíž v tomto případě bylo postupováno podobně jako u ERB. U uměla zavedené proměnné krize\_2008 byly dosazeny nulové hodnoty, neboť se krize v prognózovaném období nepředpokládá.

V případě modelu M2 bylo u proměnné HDP postupováno totožně jako u modelu M1. Jelikož nezaměstnanost není zpožděná, tak i v tomto případě se postupovalo obdobně jako u HDP. Proměnná ERI je zpožděna o 2 období, tudíž pro první dva prognózované kvartály byly použity její skutečné hodnoty a pro třetí prognózovaný kvartál se využilo prognózy na základě lineární trendové funkce, neboť v tomto případě bylo použití této lineární trendové funkce adekvátní. Pro proměnnou LR nebylo nutné vytvářet žádné prognózy, neboť je v modelu zpožděna o 3 období, a proto bylo možné použít její skutečné hodnoty pro 3 prognózovaná období. U proměnné krize\_2008 byly dosazeny nulové hodnoty ze stejného důvodu jako u modelu M1.

V následujících tabulkách jsou zachyceny prognózané hodnoty vysvětlujících proměnných a skutečné hodnoty vysvětlujících proměnných, které bylo možné použít pro prognózu zpožděných vysvětlujících proměnných.

**Tab. 4.24 Bodová predikce vysvětlujících proměnných výsledných modelů**

M1	dHDP_SAS	UNP_t_2	dERB_SAS_t_3	dNPLR_t_4	krize_2008
Q1 2018	4,9	2,4	-34,99	-0,28	0
Q2 2018	3,4	2,4	1,7	-0,2	0
Q3 2018	3,6	2,2	-54,99	-0,26	0
M2	dHDP_SAS	UNP	dERI_SAS_t_2	dLR_SAS_t_3	krize_2008
Q1 2018	4,9	2,4	0,12	-0,16	0
Q2 2018	3,4	2,2	0,66	0,42	0
Q3 2018	3,6	2,08	0,66	0,13	0

*Zdroj: vlastní zpracování*

Takto získané budoucí hodnoty vysvětlujících proměnných jsou dosazeny do výsledných ekonometrických modelů, a tím je získána bodová prognóza NPLR pro kvartály Q1 až Q3 2018. Tato bodová prognóza je doplněna ještě o intervalovou prognózu.

V další části je provedena intervalová predikce vysvětlovaných proměnných, přičemž nejprve je vypočtena hodnota odhadu vysvětlované proměnné, která je v následující tabulce označena jako PRE. LMCI označuje dolní hranici konfidenčního intervalu pro střední hodnoty a UMCI naopak jeho horní hranici. Pomocí LICI a UICI je vyjádřena dolní a horní hranice konfidenčního intervalu pro individuální hodnoty.

**Tab. 4.25 Bodová a intervalová predikce vysvětlovaných proměnných výsledných modelů**

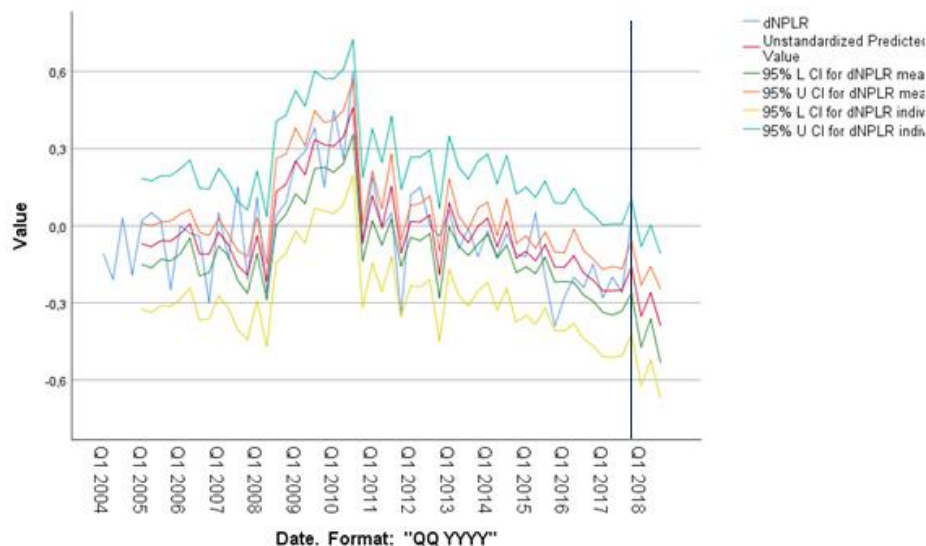
M1	PRE	LMCI	UMCI	LICI	UICI
Q1 2018	-0,35192	-0,47254	-0,23131	-0,62239	-0,08146
Q2 2018	-0,26066	-0,36271	-0,1586	-0,52337	0,00206
Q3 2018	-0,38797	-0,53113	-0,24482	-0,66922	-0,10673
M2	PRE	LMCI	UMCI	LICI	UICI
Q1 2018	-0,37877	-0,68725	-0,07029	-1,29484	0,5373
Q2 2018	-0,21717	-0,58337	0,14903	-1,15425	0,71992
Q3 2018	-0,31067	-0,64882	0,02748	-1,23715	0,61581

*Zdroj: vlastní zpracování*

Na základě výsledků uvedených v Tab. 4.25 lze předpokládat, že objem úvěrů se selháním bude v následujících třech obdobích klesat. Ve třetím čtvrtletí roku 2018 je predikován pokles klientských úvěrů se selháním u domácností o 0,39 p.b. a u živnostníků

o 0,31 p.b. Střední hodnota poklesu vysvětlovaných proměnných je v případě prvního modelu predikována v intervalu  $\langle -0,53; 0,24 \text{ p.b.} \rangle$  a individuální hodnota v intervalu  $\langle -0,67; -0,11 \text{ p.b.} \rangle$ . Pro druhý model je střední hodnota poklesu predikována v intervalu  $\langle -0,65; 0,27 \text{ p.b.} \rangle$  a individuální hodnota v intervalu  $\langle -1,24; 0,61 \text{ p.b.} \rangle$ .

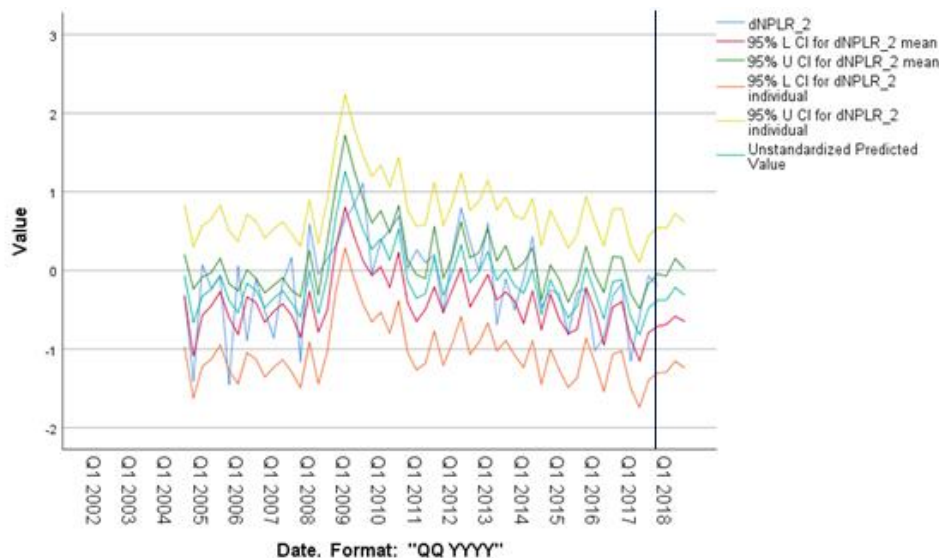
**Graf 4.21 Predikovaný vývoj úvěrů se selháním domácností**



*Zdroj: vlastní zpracování*

Na základě ekonometrického modelu je prognóza zobrazena výše uvedeným Grafem 4.21, ze kterého je patrné, že změny v NPLR\_1 budou záporné. Lze tedy předpokládat, že u úvěrů se selháním domácností bude i nadále přetrvávat klesající trend.

**Graf 4.22 Predikovaný vývoj úvěrů se selháním živnostníků**



*Zdroj: vlastní zpracování*



Z Grafu 4.22 jsou patrné klesající tendence proměnné NPLR\_2 a lze tedy i v tomto případě předpokládat, že úvěry se selháním živnostníků budou do budoucna klesat, ačkoliv pomalejším tempem než v případě domácností.

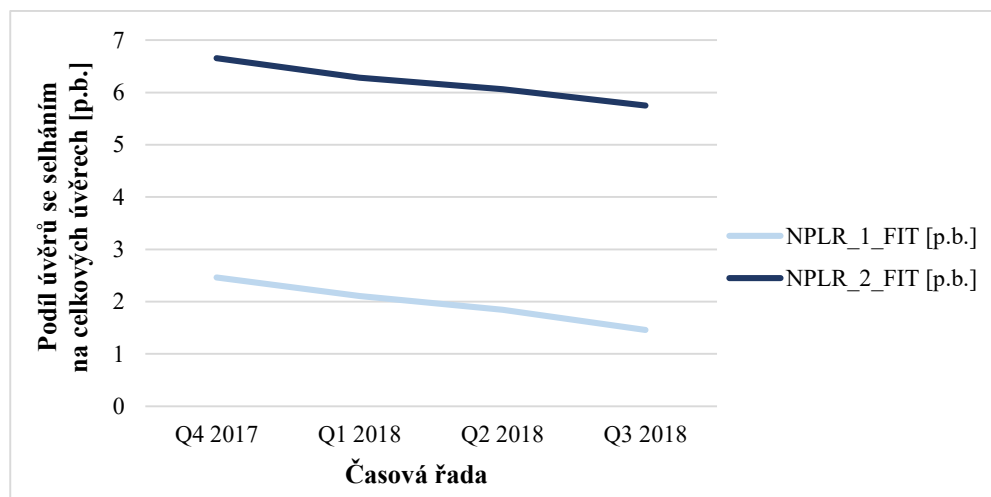
**Tab. 4.26 Prognózované hodnoty vysvětlovaných proměnných pro Q1 až Q3 2018**

	NPLR_1_FIT [p.b.]	NPLR_2_FIT [p.b.]
<b>Q4 2017</b>	2,460	6,660
<b>Q1 2018</b>	2,108	6,281
<b>Q2 2018</b>	1,847	6,064
<b>Q3 2018</b>	1,459	5,753

*Zdroj: vlastní zpracování*

Z Tab. 4.26 je zřejmé, že v následujících obdobích bude docházet k poklesu hodnot u obou vysvětlovaných proměnných. Pro viditelnější porovnání je uveden také Graf 4.23.

**Graf 4.23 Grafické srovnání prognóz vysvětlovaných proměnných**



*Zdroj: vlastní zpracování*

Z grafické prognózy je patrné, že v obou případech bude i nadále docházet k poklesu klientských úvěrů se selháním. Podle prognózy však dojde v následujících třech kvartálech u domácností k výraznějšímu poklesu než v případě živnostníků. Prognóza je velmi optimistická a mohla by se zdát nadhodnocená, nicméně v poslední době ČNB provádí čím dál více opatření pro snížení úvěrů se selháním. Zároveň je zapotřebí brát v potaz určitou nejistotu, která je vždy s predikcí spojena.

## 5 Závěr

Cílem této diplomové práce bylo posoudit vliv vybraných makroekonomických faktorů na vývoj klientských úvěrů se selháním domácností a živnostníků v České republice za sledované období 2002 – 2017. Celkem bylo posuzováno šest vybraných faktorů, mezi něž patří míra inflace, hrubý domácí produkt, obecná míra nezaměstnanosti, proměnná izolující důchodový efekt a bilanční efekt devizového kurzu a zápůjční úrokové sazby z nových klientských úvěrů se selháním. Vliv jednotlivých zkoumaných faktorů byl posuzován za pomoci dvou lineárních regresních modelů. Prognóza vývoje klientských úvěrů se selháním na budoucí tři období byla provedena za pomoci bodové a intervalové predikce.

Práce byla rozdělena do pěti kapitol, kde první kapitol byl úvod a pátou kapitolou je závěr. Ve druhé kapitole byly v teoretické rovině specifikovány všechny důležité poznatky, jenž klíčové k pochopení celé podstaty zkoumaného problému. V první části této kapitoly byl detailně popsán vývoj finanční stability v České republice a posléze byla představena a charakterizována obezřetnostní politika. Závěrem byl rovněž posouzen vývoj živnostenského podnikání v České republice, jenž byl podložen reálnými statistickými údaji o celkovém počtu živnostníků, rizikových skupinách nebo informacemi o zásadních změnách, které mohly ovlivnit živnostenské podnikání.

Třetí teoreticko-metodická kapitola byla zaměřena na důkladný popis ekonometrické analýzy se zaměřením na odhad parametrů dvou lineárních regresních modelů. Součástí kapitoly byla rovněž specifikace časové řady, včetně odhadu jednotlivých parametrů, verifikace a predikce finálního modelu.

V rámci čtvrté aplikační kapitoly byly v ekonomické, matematické a ekonometrické rovině představeny veškeré analyzované faktory. Následně byly prostřednictvím hypotéz stanoveny předpokládané vlivy vysvětlovaných proměnných na klientské úvěry se selháním domácností a živnostníků. Součástí této kapitoly byla také důkladná analýza vstupních časových řad, která mimo jiné zahrnovala také analýzu odlehlých a extrémních hodnot, případnou dekompozici časových řad a jejich transformaci na stacionární časové řady. Zároveň byly oba modely rozšířeny o tzv. dummy proměnnou, která zastupovala velkou hospodářskou krizi z roku 2008. Poté byly sestaveny dva samostatné lineární regresní modely, pro něž byly prostřednictvím metody nejmenších čtverců stanoveny odhady parametrů. V rámci podkapitoly ekonomická verifikace byla provedena komparace zjištěných výsledků

a posouzení vlivů vybraných faktorů na klientské úvěry se selháním s ohledem na existující ekonomické předpoklady a hypotézy.

V rámci první hypotézy byl předpokládán záporný vztah mezi inflací a klientskými úvěry se selháním. S rostoucí inflací dochází k poklesu reálné hodnoty splátek dluhu, což působí ve prospěch samotných dlužníků, kteří jsou lépe schopni dostát svým závazkům. Zároveň však rostoucí inflace způsobuje pokles reálného příjmu domácností, čímž se tyto domácnosti dostávají do větších finančních problémů. Ekonomický vztah však nebyl bohužel potvrzen ani u jednoho ze zkoumaných modelů, neboť inflace vycházela v obou případech statisticky nevýznamná, a proto byla v obou případech z modelů vyloučena.

Záporný vztah byl předpokládán rovněž mezi vysvětlovanou proměnnou a hrubým domácím produktem. Obecně platí, že roste-li výstup ekonomiky, roste také celkové bohatství obyvatelstva, a tedy klesá objem nesplacených klientských úvěrů. Ekonomický vztah byl potvrzen v obou případech, avšak vliv tohoto faktoru byl v případě prvního modelu ze všech zkoumaných faktorů nejnižší. To lze přisuzovat především skutečnosti, že tato veličina je posuzována pouze za domácnosti a nikoliv i za další důležité složky jako jsou investice firem, vládní výdaje nebo výdaje na čistý export. Naopak ve druhém modelu byl hrubý domácí produkt nejvíce statisticky významný a měl tudíž i nejvyšší vliv na vysvětlovanou proměnnou.

Mezi obecnou mírou nezaměstnanosti a vysvětlovanou proměnnou byl očekáván pozitivní vztah. S rostoucí nezaměstnaností roste rovněž počet lidí s finančními problémy, což se následně odráží i v rostoucím objemu nesplacených úvěrů. Tento vztah byl potvrzen opět u obou modelů. V případě prvního modelu měla tato proměnná třetí nejvyšší vliv na vysvětlovanou proměnnou, v druhém modelu tomu bylo přesně naopak.

V případě proměnné důchodový efekt devizového kurzu byl předpokládán negativní vztah vůči vysvětlované proměnné. Rostoucí devizový kurz působí v neprospěch české měny, kterou znehodnocuje a v důsledku toho tak roste konkurenceschopnost české ekonomiky vůči zahraničí. Ekonomická hypotéza byla v souladu pouze v případě druhého modelu, kde představovala druhou nejnižší důležitost. Z prvního modelu byla tato proměnná vyloučena v důsledku statistické nevýznamnosti.

Z ekonomického hlediska byl očekáván kladný vztah mezi proměnnou bilanční efekt devizového kurzu a vysvětlovanou proměnnou. Depreciace české měny má zpravidla za následek zvýšení dluhu v zahraniční měně a tím i jeho splátek. Tento vztah byl v souladu pouze s prvním modelem, neboť z druhého modelu byl kvůli nedostatečné statistické

významnosti vyloučen. V prvním modelu je tato proměnná druhým nejméně významným faktorem.

Pozitivní vztah byl rovněž předpokládán také mezi zápůjčními sazbami z nových úvěrů a vysvětlovanou proměnnou. Roste-li hodnota zápůjčních sazeb, roste zároveň hodnota nákladů na splácení dluhu, což má za následek zvětšující se objem nesplacených úvěrů. Platnost ekonomického vztahu byla posuzována pouze pro druhý z modelů. Tento faktor byl ve druhém modelu považován za třetí nejdůležitější.

V případě uměle zavedené dummy proměnné zastupující celosvětovou hospodářskou krizi v roce 2008 lze předpokládat pozitivní vztah, neboť se vznikem krize je zpravidla spojován také propad životní úrovně obyvatelstva. Ekonomický předpoklad je v tomto případě potvrzen u obou modelů, přičemž v prvním modelu měla tato proměnná jednoznačně nejdůležitější vliv. U druhého modelu byla tato proměnná vyhodnocena jako druhá nejvýznamnější.

Poslední kladná ekonomická hypotéza byla formulována pouze v prvním modelu, a sice mezi dodatečně přidanou vysvětlovanou proměnnou zpožděnou o čtyři období a vysvětlovanou proměnnou. Rostoucí úvěry v selhání vedou obecně k dalšímu růstu jejich objemu, což je také potvrzeno. Tato proměnná představuje v prvním modelu druhý nejvíce významný faktor.

Závěrem praktické části diplomové práce byla provedena predikce klientských úvěrů se selháním domácností a živnostníků na následující tři období dopředu. Na základě výsledků této predikce bylo zjištěno, že lze i do budoucna očekávat pokles úvěrů se selháním domácností i živnostníků. V případě domácností by měly úvěry se selháním do konce třetího čtvrtletí 2018 klesnout o 0,39 p.b. a v případě živnostníků o 0,31 p.b.

Na základě zjištěných poznatků této diplomové práce lze konstatovat, že na snížení objemu úvěrů se selháním mají jak u domácností, tak živnostníků výrazný vliv nejen přísnější regulace ze strany České národní banky, ale i aktuálně velmi příznivá ekonomická situace. Díky tomu je životní, a s ní spojená i finanční, úroveň obyvatelstva na velmi dobré úrovni, což se zároveň pozitivně promítá do stále klesajícího objemu nesplacených úvěrů.

## Seznam použité literatury

### Knižní tituly

- [1] CIPRA, Tomáš. *Finanční ekonometrie*. 2. upr. vyd. Praha: Ekopress, 2013. 538 s. ISBN 978-80-86929-93-4.
- [2] FREIXAS, X., L. LAEVEN and J. PEYDRÓ. *Systemic Risk, Crises, and Macroprudential Regulation*. Cambridge: The MIT Press, 2015. 472 s. ISBN 978-0-262-02869-1.
- [3] HANČLOVÁ, Jana. *Ekonometrické modelování: Klasické přístupy s aplikacemi*. Praha: Professional Publishing, 2012. 214 s. ISBN 978-80-7431-088-1.
- [4] HUŠEK, Roman. *Ekonometrický analýza*. Praha: Oeconomica, 2007. 368 s. ISBN 978-80-245-1300-3.
- [5] KOMÁRKOVÁ, Z., J. FRAIT and L. KOMÁREK. *Macroprudential Policy in a Small Economy*. Ostrava: VŠB-TU Ostrava, 2013. ISBN 978-80-248-3300-2.
- [6] REVENDA, Zbyněk. *Centrální bankovnictví*. 3. aktualizované vyd. Praha: Management Press, 2015. 560 s. ISBN 80-859443-89-1.
- [7] ŠTĚRBOVÁ, Ludmila a kol. *Mezinárodní obchod ve světové krizi 21. století*. 1. vyd. Praha: Grada Publishing, 2013. 368 s. ISBN 978-80-247-4694-4.
- [8] WOOLDRIDGE, Jeffrey M. *Introductory Econometrics: A modern Approach 5th ed.* Mason: OH South Western Cengage Learning, 2013. 913 p. ISBN 978-1-111-53104-1.

### Článek v odborném časopise

- [9] MELECKÝ, Aleš, Martin MELECKÝ a Monika ŠULGANOVÁ. Úvěry se selháním a makroekonomika: modelování systémového kreditního rizika v České republice. *Politická ekonomie*. Ostrava, 2015, s. 921-947. ISSN 0032-3233.

### Elektronické dokumenty a ostatní

- [10] ASOCIACE PODNIKATELŮ A MANAŽERŮ. *Živnostníci: ohrožený druh* [online]. APM [10. 4. 2018]. Dostupné z: [http://www.asociacepm.cz/files/uploads/%C4%8C%C3%A1nky/26-29\\_ZIVNOSTNICI-1.pdf](http://www.asociacepm.cz/files/uploads/%C4%8C%C3%A1nky/26-29_ZIVNOSTNICI-1.pdf)
- [11] ČESKÁ NÁRODNÍ BANKA. *Metodický popis dat – klientské úvěry nevýkonné* [online]. ČNB [1. 4. 2018]. Dostupné z: [https://www.cnb.cz/cnb/STAT.ARADY\\_PKG.PARAMETRY\\_SESTAVY?p\\_strid=AABBAE&p\\_sestuid=22023&p\\_tab=1&p\\_lang=CS](https://www.cnb.cz/cnb/STAT.ARADY_PKG.PARAMETRY_SESTAVY?p_strid=AABBAE&p_sestuid=22023&p_tab=1&p_lang=CS)
- [12] ČESKÁ NÁRODNÍ BANKA. *Metodický popis dat – index spotřebitelských cen* [online]. ČNB [1. 4. 2018]. Dostupné z: [https://www.cnb.cz/cnb/STAT.ARADY\\_PKG.PARAMETRY\\_SESTAVY?p\\_sestuid=6546&p\\_strid=ACL&p\\_lang=CS](https://www.cnb.cz/cnb/STAT.ARADY_PKG.PARAMETRY_SESTAVY?p_sestuid=6546&p_strid=ACL&p_lang=CS)
- [13] ČESKÁ NÁRODNÍ BANKA. *Metodický popis dat – obecná míra nezaměstnanosti* [online]. ČNB [1. 4. 2018]. Dostupné z: [https://www.cnb.cz/cnb/STAT.ARADY\\_PKG.PARAMETRY\\_SESTAVY?p\\_sestuid=21751&p\\_strid=ACHAB&p\\_lang=CS](https://www.cnb.cz/cnb/STAT.ARADY_PKG.PARAMETRY_SESTAVY?p_sestuid=21751&p_strid=ACHAB&p_lang=CS)

- [14] ČESKÁ NÁRODNÍ BANKA. *Metodický popis dat – zápůjční sazby* [online]. ČNB [1. 4. 2018]. Dostupné z: [https://www.cnb.cz/cnb/STAT.ARADY\\_PKG.PARAMETRY\\_SESTAVY?p\\_sestuid=12864&p\\_strid=AAABAA&p\\_lang=CS](https://www.cnb.cz/cnb/STAT.ARADY_PKG.PARAMETRY_SESTAVY?p_sestuid=12864&p_strid=AAABAA&p_lang=CS)
- [15] ČESKÁ NÁRODNÍ BANKA. *Výroční zpráva 1995* [online]. ČNB [8. 4. 2018]. Dostupné z: [https://www.cnb.cz/miranda2/export/sites/www.cnb.cz/cs/o\\_cnb/hospodareni/vyrocnizpravy/download/vyrocnizprava\\_1995.pdf](https://www.cnb.cz/miranda2/export/sites/www.cnb.cz/cs/o_cnb/hospodareni/vyrocnizpravy/download/vyrocnizprava_1995.pdf)
- [16] ČESKÁ NÁRODNÍ BANKA. *Výroční zpráva 1996* [online]. ČNB [8. 4. 2018]. Dostupné z: [https://www.cnb.cz/miranda2/export/sites/www.cnb.cz/cs/o\\_cnb/hospodareni/vyrocnizpravy/download/vyrocnizprava\\_1996.pdf](https://www.cnb.cz/miranda2/export/sites/www.cnb.cz/cs/o_cnb/hospodareni/vyrocnizpravy/download/vyrocnizprava_1996.pdf)
- [17] ČESKÁ NÁRODNÍ BANKA. *Výroční zpráva 1997* [online]. ČNB [8. 4. 2018]. Dostupné z: [https://www.cnb.cz/cs/o\\_cnb/hospodareni/vyrocnizpravy/download/vyrocnizprava\\_1997.pdf](https://www.cnb.cz/cs/o_cnb/hospodareni/vyrocnizpravy/download/vyrocnizprava_1997.pdf)
- [18] ČESKÁ NÁRODNÍ BANKA. *Zpráva o stabilitě bankovního sektoru za rok 2003* [online]. ČNB [8. 4. 2018]. Dostupné z: [https://www.cnb.cz/miranda2/export/sites/www.cnb.cz/cs/o\\_cnb/publikace/download/fsr\\_k\\_2003.pdf](https://www.cnb.cz/miranda2/export/sites/www.cnb.cz/cs/o_cnb/publikace/download/fsr_k_2003.pdf)
- [19] ČESKÁ NÁRODNÍ BANKA. *Zpráva o finanční stabilitě 2004* [online]. ČNB [8. 4. 2018]. Dostupné z: [https://www.cnb.cz/miranda2/export/sites/www.cnb.cz/cs/o\\_cnb/publikace/download/fsr\\_k\\_2003.pdf](https://www.cnb.cz/miranda2/export/sites/www.cnb.cz/cs/o_cnb/publikace/download/fsr_k_2003.pdf)
- [20] ČESKÁ NÁRODNÍ BANKA. *Zpráva o finanční stabilitě 2005* [online]. ČNB [8. 4. 2018]. Dostupné z: [https://www.cnb.cz/miranda2/export/sites/www.cnb.cz/cs/financni\\_stabilita/zpravy\\_fs/fs\\_2004/FS\\_2004.pdf](https://www.cnb.cz/miranda2/export/sites/www.cnb.cz/cs/financni_stabilita/zpravy_fs/fs_2004/FS_2004.pdf)
- [21] ČESKÁ NÁRODNÍ BANKA. *Zpráva o finanční stabilitě 2006* [online]. ČNB [8. 4. 2018]. Dostupné z: [https://www.cnb.cz/miranda2/export/sites/www.cnb.cz/cs/financni\\_stabilita/zpravy\\_fs/fs\\_2006/FS\\_2006.pdf](https://www.cnb.cz/miranda2/export/sites/www.cnb.cz/cs/financni_stabilita/zpravy_fs/fs_2006/FS_2006.pdf)
- [22] ČESKÁ NÁRODNÍ BANKA. *Zpráva o finanční stabilitě 2007* [online]. ČNB [8. 4. 2018]. Dostupné z: [https://www.cnb.cz/miranda2/export/sites/www.cnb.cz/cs/financni\\_stabilita/zpravy\\_fs/fs\\_2007/FS\\_2007.pdf](https://www.cnb.cz/miranda2/export/sites/www.cnb.cz/cs/financni_stabilita/zpravy_fs/fs_2007/FS_2007.pdf)
- [23] ČESKÁ NÁRODNÍ BANKA. *Zpráva o finanční stabilitě 2008-2009* [online]. ČNB [8. 4. 2018]. Dostupné z: [https://www.cnb.cz/miranda2/export/sites/www.cnb.cz/cs/financni\\_stabilita/zpravy\\_fs/fs\\_2008-2009/FS\\_2008-2009.pdf](https://www.cnb.cz/miranda2/export/sites/www.cnb.cz/cs/financni_stabilita/zpravy_fs/fs_2008-2009/FS_2008-2009.pdf)
- [24] ČESKÁ NÁRODNÍ BANKA. *Zpráva o finanční stabilitě 2009-2010* [online]. ČNB [8. 4. 2018]. Dostupné z: [https://www.cnb.cz/miranda2/export/sites/www.cnb.cz/cs/financni\\_stabilita/zpravy\\_fs/FS\\_2009-2010/FS\\_2009-2010.pdf](https://www.cnb.cz/miranda2/export/sites/www.cnb.cz/cs/financni_stabilita/zpravy_fs/FS_2009-2010/FS_2009-2010.pdf)
- [25] ČESKÁ NÁRODNÍ BANKA. *Zpráva o finanční stabilitě 2010-2011* [online]. ČNB [8. 4. 2018]. Dostupné z: [https://www.cnb.cz/miranda2/export/sites/www.cnb.cz/cs/financni\\_stabilita/zpravy\\_fs/fs\\_2010-2011/fs\\_2010-2011.pdf](https://www.cnb.cz/miranda2/export/sites/www.cnb.cz/cs/financni_stabilita/zpravy_fs/fs_2010-2011/fs_2010-2011.pdf)
- [26] ČESKÁ NÁRODNÍ BANKA. *Zpráva o finanční stabilitě 2011-2012* [online]. ČNB [8. 4. 2018]. Dostupné z: [https://www.cnb.cz/miranda2/export/sites/www.cnb.cz/cs/financni\\_stabilita/zpravy\\_fs/fs\\_2011-2012/fs\\_2011-2012.pdf](https://www.cnb.cz/miranda2/export/sites/www.cnb.cz/cs/financni_stabilita/zpravy_fs/fs_2011-2012/fs_2011-2012.pdf)
- [27] ČESKÁ NÁRODNÍ BANKA. *Zpráva o finanční stabilitě 2012-2013* [online]. ČNB [8. 4. 2018]. Dostupné z: [https://www.cnb.cz/miranda2/export/sites/www.cnb.cz/cs/financni\\_stabilita/zpravy\\_fs/fs\\_2012-2013/fs\\_2012-2013.pdf](https://www.cnb.cz/miranda2/export/sites/www.cnb.cz/cs/financni_stabilita/zpravy_fs/fs_2012-2013/fs_2012-2013.pdf)

- [28] ČESKÁ NÁRODNÍ BANKA. *Zpráva o finanční stabilitě 2013-2014* [online]. ČNB [8. 4. 2018]. Dostupné z: [https://www.cnb.cz/miranda2/export/sites/www.cnb.cz/cs/financni\\_stabilita/zpravy\\_fs/fs\\_2013-2014/fs\\_2013-2014.pdf](https://www.cnb.cz/miranda2/export/sites/www.cnb.cz/cs/financni_stabilita/zpravy_fs/fs_2013-2014/fs_2013-2014.pdf)
- [29] ČESKÁ NÁRODNÍ BANKA. *Zpráva o finanční stabilitě 2014-2015* [online]. ČNB [8. 4. 2018]. Dostupné z: [https://www.cnb.cz/miranda2/export/sites/www.cnb.cz/cs/financni\\_stabilita/zpravy\\_fs/fs\\_2014-2015/fs\\_2014-2015.pdf](https://www.cnb.cz/miranda2/export/sites/www.cnb.cz/cs/financni_stabilita/zpravy_fs/fs_2014-2015/fs_2014-2015.pdf)
- [30] ČESKÁ NÁRODNÍ BANKA. *Zpráva o finanční stabilitě 2015-2016* [online]. ČNB [8. 4. 2018]. Dostupné z: [https://www.cnb.cz/miranda2/export/sites/www.cnb.cz/cs/financni\\_stabilita/zpravy\\_fs/fs\\_2015-2016/fs\\_2015-2016.pdf](https://www.cnb.cz/miranda2/export/sites/www.cnb.cz/cs/financni_stabilita/zpravy_fs/fs_2015-2016/fs_2015-2016.pdf)
- [31] ČESKÁ NÁRODNÍ BANKA. *Zpráva o finanční stabilitě 2016-2017* [online]. ČNB [8. 4. 2018]. Dostupné z: [https://www.cnb.cz/miranda2/export/sites/www.cnb.cz/cs/financni\\_stabilita/zpravy\\_fs/fs\\_2016-2017/fs\\_2016-2017.pdf](https://www.cnb.cz/miranda2/export/sites/www.cnb.cz/cs/financni_stabilita/zpravy_fs/fs_2016-2017/fs_2016-2017.pdf)
- [32] ČESKÁ NÁRODNÍ BANKA. *Zpráva o inflaci 2017* [online]. ČNB [10. 4. 2018]. Dostupné z: [https://www.cnb.cz/miranda2/export/sites/www.cnb.cz/cs/menova\\_politika/zpravy\\_o\\_inflaci/2017/2017\\_I/download/zoi\\_I\\_2017.pdf](https://www.cnb.cz/miranda2/export/sites/www.cnb.cz/cs/menova_politika/zpravy_o_inflaci/2017/2017_I/download/zoi_I_2017.pdf)
- [33] ČESKÁ NÁRODNÍ BANKA. *Věstník ČNB* [online]. ČNB [26. 3. 2018]. Dostupné z: [https://www.cnb.cz/miranda2/m2/cs/legislativa/vestnik/2017/download/vestnik\\_2017\\_07\\_201717180.pdf](https://www.cnb.cz/miranda2/m2/cs/legislativa/vestnik/2017/download/vestnik_2017_07_201717180.pdf)
- [34] ČESKÁ NÁRODNÍ BANKA. *Rizika pro finanční stabilitu a jejich indikátory – leden 2018* [online]. ČNB [15. 4. 2018]. Dostupné z: [https://www.cnb.cz/miranda2/export/sites/www.cnb.cz/cs/financni\\_stabilita/rizika\\_pro\\_fs/download/rizika\\_pro\\_financni\\_stabilitu\\_a\\_jejich\\_indikatory leden\\_2018\\_cz.pdf](https://www.cnb.cz/miranda2/export/sites/www.cnb.cz/cs/financni_stabilita/rizika_pro_fs/download/rizika_pro_financni_stabilitu_a_jejich_indikatory leden_2018_cz.pdf)
- [35] ČESKÝ STATISTICKÝ ÚŘAD. *Metodický popis dat – hrubý domácí produkt* [online]. ČSÚ [1. 4. 2018]. Dostupné z: [https://vdb.czso.cz/vdbvo2/faces/cs/index.jsf?\\_af=page=vystup-objekt&pvo=NUC02Q&z=T&f=TABULKA&skupId=1066&katalog=30832&pvo=NUC02-Q&str=v65&c=v3~6\\_\\_RP2017QP4#w=](https://vdb.czso.cz/vdbvo2/faces/cs/index.jsf?_af=page=vystup-objekt&pvo=NUC02Q&z=T&f=TABULKA&skupId=1066&katalog=30832&pvo=NUC02-Q&str=v65&c=v3~6__RP2017QP4#w=)
- [36] DITMAROVÁ, Martina. *Živnostenské podnikání v novém kabátě* [online]. MUNI [10. 4. 2018]. Dostupné z: <https://www.law.muni.cz/sborniky/dp08/files/pdf/obchod/ditmarova.pdf>
- [37] JONÁŠ, Jiří. *Vybrané otázky měnové politiky v ČR* [online]. ČNB [4. 4. 2018]. Dostupné z: [https://www.cnb.cz/en/research/research\\_publications/mp\\_wp/download/vp29jonas.pdf](https://www.cnb.cz/en/research/research_publications/mp_wp/download/vp29jonas.pdf)
- [38] MASARYKOVA UNIVERZITA. *Základní statistické pojmy* [online]. MUNI [28. 2. 2018]. Dostupné z: [https://is.muni.cz/el/1421/podzim2016/MVK\\_23/um/54991882/Statisticka\\_zakladni\\_pojmy.pdf](https://is.muni.cz/el/1421/podzim2016/MVK_23/um/54991882/Statisticka_zakladni_pojmy.pdf)
- [39] TOMŠÍK, Vladimír. *Makroobezřetnostní politika a její výkon v ČNB* [online]. 2015. ČNB [31. 3. 2018]. Dostupné z: [https://www.cnb.cz/miranda2/export/sites/www.cnb.cz/cs/verejnost/pro\\_media/konference\\_projevy/vystoupeni\\_projevy/download/tomsik\\_20151021\\_vse.pdf](https://www.cnb.cz/miranda2/export/sites/www.cnb.cz/cs/verejnost/pro_media/konference_projevy/vystoupeni_projevy/download/tomsik_20151021_vse.pdf)

## Internetové stránky

- [40] BISNODE. *Každý druhý živnostník není aktivní* [online]. [10. 4. 2018]. Dostupné z: <https://www.bisnode.cz/o-bisnode/o-nas/novinky/v-roce-2016-se-pocet-nespolehlivy-ch-platcu-dph-zvysil-o-110-procent14/>
- [41] BUSINESSINFO.CZ. *Kolik je v České republice živnostníků? Údaje se liší o milion.* [online]. [10. 4. 2018]. Dostupné z: <http://www.businessinfo.cz/cs/clanky/kolik-je-v-ceske-republice-zivnostniku-udaje-se-lisi-o-milion-75406.html>
- [42] ČESKÁ NÁRODNÍ BANKA. *O ČNB* [online]. [4. 3. 2018]. Dostupné z: [https://www.cnb.cz/cs/o\\_cnb/](https://www.cnb.cz/cs/o_cnb/)
- [43] ČESKÁ NÁRODNÍ BANKA. *Výzkum finanční stability* [online]. [4. 3. 2018]. Dostupné z: [https://www.cnb.cz/cs/financni\\_stabilita/vyzkum\\_fs/](https://www.cnb.cz/cs/financni_stabilita/vyzkum_fs/)
- [44] ČESKÁ NÁRODNÍ BANKA. *Makroobezřetnostní politika* [online]. [4. 3. 2018]. Dostupné z: [https://www.cnb.cz/cs/financni\\_stabilita/makroobezretnostni\\_politika/](https://www.cnb.cz/cs/financni_stabilita/makroobezretnostni_politika/)
- [45] ČESKÁ NÁRODNÍ BANKA. *Zátěžové testy* [online]. [4. 3. 2018]. Dostupné z: [https://www.cnb.cz/cs/financni\\_stabilita/zatezove\\_testy/](https://www.cnb.cz/cs/financni_stabilita/zatezove_testy/)
- [46] ČESKÁ NÁRODNÍ BANKA. *Metodologie makrozátěžových testů solventnosti* [online]. [7. 3. 2018]. Dostupné z: [https://www.cnb.cz/cs/financni\\_stabilita/zatezove\\_testy/zatezove\\_testy\\_bankovni\\_sektor\\_metodika.html](https://www.cnb.cz/cs/financni_stabilita/zatezove_testy/zatezove_testy_bankovni_sektor_metodika.html)
- [47] ČESKÁ NÁRODNÍ BANKA. *Basel 2 – obezřetnostní pravidla regulace bank* [online]. [8. 4. 2018]. Dostupné z: [https://www.cnb.cz/cs/verejnost/pro\\_media/clanky\\_rohovory/media\\_2004/cl\\_04\\_041118b.html](https://www.cnb.cz/cs/verejnost/pro_media/clanky_rohovory/media_2004/cl_04_041118b.html)
- [48] ČESKÁ NÁRODNÍ BANKA. *Historie ČNB: Nový koncept kapitálové přiměřenosti (Basel II)* [online]. [8. 4. 2018]. Dostupné z: [http://www.historie.cnb.cz/cs/regulace\\_a\\_dohled/regulace\\_a\\_dohled\\_v\\_oblasti\\_financniho\\_trhu\\_ii/novy\\_koncept\\_kapitalove\\_primerenosti\\_basel\\_ii.html](http://www.historie.cnb.cz/cs/regulace_a_dohled/regulace_a_dohled_v_oblasti_financniho_trhu_ii/novy_koncept_kapitalove_primerenosti_basel_ii.html)
- [49] ČESKÁ NÁRODNÍ BANKA. *Průběžné cíle makroobezřetnostní politiky* [online]. [5. 4. 2018]. Dostupné z: [https://www.cnb.cz/cs/financni\\_stabilita/makroobezretnostni\\_politika/prubezne\\_cile\\_makroobezretnostni\\_politiky/index.html](https://www.cnb.cz/cs/financni_stabilita/makroobezretnostni_politika/prubezne_cile_makroobezretnostni_politiky/index.html)
- [50] ČESKÁ NÁRODNÍ BANKA. *Proticyklická kapitálová rezerva* [online]. [5. 4. 2018]. Dostupné z: [https://www.cnb.cz/cs/financni\\_stabilita/makroobezretnostni\\_politika/proticyklicka\\_kapitalova\\_rezerva/index.html](https://www.cnb.cz/cs/financni_stabilita/makroobezretnostni_politika/proticyklicka_kapitalova_rezerva/index.html)
- [51] ČESKÁ NÁRODNÍ BANKA. *Kapitálová rezerva ke krytí systémového rizika* [online]. [5. 4. 2018]. Dostupné z: [https://www.cnb.cz/cs/financni\\_stabilita/makroobezretnostni\\_politika/kapitalova\\_rezerva\\_ke\\_kryti\\_systemoveho\\_rizika/index.html](https://www.cnb.cz/cs/financni_stabilita/makroobezretnostni_politika/kapitalova_rezerva_ke_kryti_systemoveho_rizika/index.html)
- [52] ČESKÁ NÁRODNÍ BANKA. *Bezpečnostní kapitálová rezerva* [online]. [5. 4. 2018]. Dostupné z: [https://www.cnb.cz/cs/financni\\_stabilita/makroobezretnostni\\_politika/bezpecnostni\\_kapitalova\\_rezerva/index.html](https://www.cnb.cz/cs/financni_stabilita/makroobezretnostni_politika/bezpecnostni_kapitalova_rezerva/index.html)
- [53] ČESKÁ NÁRODNÍ BANKA. *Doporučení k řízení rizik spojených s poskytováním retailových úvěrů zajištěných rezidenční nemovitostí* [online]. [5. 4. 2018]. Dostupné



- z: [https://www.cnb.cz/cs/financni\\_stabilita/makroobezretnostni\\_politika/doporuceni\\_k\\_rizeni\\_rizik/index.html](https://www.cnb.cz/cs/financni_stabilita/makroobezretnostni_politika/doporuceni_k_rizeni_rizik/index.html)
- [54] ČESKÁ NÁRODNÍ BANKA. *Seznam jiných systémově významných institucí* [online]. [5. 4. 2018]. Dostupné z: [https://www.cnb.cz/cs/financni\\_stabilita/makroobezretnostni\\_politika/seznam\\_jinych\\_vyznamnych\\_instituci/index.html](https://www.cnb.cz/cs/financni_stabilita/makroobezretnostni_politika/seznam_jinych_vyznamnych_instituci/index.html)
- [55] ČESKÁ NÁRODNÍ BANKA. *Vzájemné uznávání makroobezřetnostních opatření (reciprocita)* [online]. [5. 4. 2018]. Dostupné z: [https://www.cnb.cz/cs/financni\\_stabilita/makroobezretnostni\\_politika/vzajemne\\_uznavani\\_makroobezr\\_opatreni.html](https://www.cnb.cz/cs/financni_stabilita/makroobezretnostni_politika/vzajemne_uznavani_makroobezr_opatreni.html)
- [56] ČESKÉ NOVINY. *Bisnode: V Česku loni přibylo 63.800 nových živnostníků* [online]. [10. 4. 2018]. Dostupné z: <http://www.ceskenoviny.cz/zpravy/bisnode-v-cesku-loni-pribylo-63-800-novych-zivnostniku/1585709>
- [57] HYPOINDEX.CZ. *Lidé splácí hypotéky lépe... je čas se bát o budoucnost?* [online]. [12. 4. 2018]. Dostupné z: <https://www.hypindex.cz/clanky/lide-splaci-hypoteky-lepe/>
- [58] HYPOINDEX.CZ. *Splácení úvěrů lidem jde. Jak dlouho ještě?* [online]. [12. 4. 2018]. Dostupné z: <https://www.hypindex.cz/clanky/splaceni-uveru-lidem-jde-dlouho-jeste/>
- [59] HYPOINDEX.CZ. *Trh spotřebitelských úvěrů 2017* [online]. [12. 4. 2018]. Dostupné z: <https://www.hypindex.cz/tiskove-zpravy/trh-spotrebitelskych-uveru-2017/>
- [60] MAGYAR NEMZETI BANK. *Defining Financial Stability* [online]. [5. 3. 2018]. Dostupné z: <https://www.mnb.hu/en/financial-stability/defining-financial-stability>
- [61] MINISTERSTVO PRŮMYSLU A OBCHODU. *Počty podnikajících fyzických osob a živnostenských oprávnění dle pohlaví* [online]. [31. 3. 2018]. Dostupné z: <https://www.mpo.cz/cz/podnikani/zivnostenske-podnikani/statisticke-udaje-o-podnikatelich/pocty-podnikajicich-fyzickych-osob-a-zivnostenskych-opravneni-dle-pohlavi--225455/>
- [62] MINISTERSTVO PRŮMYSLU A OBCHODU. *Počty podnikajících fyzických osob a živnostenských oprávnění dle věkové struktury* [online]. [31. 3. 2018]. Dostupné z: <https://www.mpo.cz/cz/podnikani/zivnostenske-podnikani/statisticke-udaje-o-podnikatelich/pocty-podnikajicich-fyzickych-osob-a-zivnostenskych-opravneni-dle-vekove-struktury--225459/>
- [63] MINISTERSTVO PRŮMYSLU A OBCHODU. *Počty podnikatelů dle občanství podnikajících v České republice* [online]. [31. 3. 2018]. Dostupné z: <https://www.mpo.cz/cz/podnikani/zivnostenske-podnikani/statisticke-udaje-o-podnikatelich/pocty-podnikatelu-dle-obcanstvi-podnikajicich-v-ceske-republice--151024/>
- [64] MINISTERSTVO PRŮMYSLU A OBCHODU. *Počty živností dle oborů v jednotlivých krajích* [online]. [31. 3. 2018]. Dostupné z: <https://www.mpo.cz/cz/podnikani/zivnostenske-podnikani/statisticke-udaje-o-podnikatelich/statistika-zivnosti-222296/>
- [65] MINISTERSTVO PRŮMYSLU A OBCHODU. *Počty podnikatelů a živností dle krajů* [online]. [31. 3. 2018]. Dostupné z: <https://www.mpo.cz/cz/podnikani/zivnostenske-podnikani/statisticke-udaje-o-podnikatelich/prehled-podnikatelu-azivnosti-dle-kraju--225453/>

- [66] MINISTERSTVO PRŮMYSLU A OBCHODU. *Roční přehled podnikatelů a živností* [online]. [31. 3. 2018]. Dostupné z: <https://www.mpo.cz/cz/podnikani/zivnostenske-podnikani/statisticke-udaje-o-podnikatelich/rocni-prehled-podnikatelu-a-zivnosti--222295/>
- [67] PODNIKATEL.CZ. *Počet OSVČ hlavních klesá už třetí rok v řadě. Může za to nepřátelská atmosféra?* [online]. [10. 4. 2018]. Dostupné z: <https://www.podnikatel.cz/clanky/pocet-osvc/>
- [68] ZÁKONY.CZ. *Zákon č. 6/1993 České národní rady o České národní bance* [online]. [5. 4. 2018]. Dostupné z: <http://www.zakony.cz/zakon-SB1993006>
- [69] ZÁKONY.CZ. *Zákon č. 21/1992 o bankách* [online]. [5. 4. 2018]. Dostupné z: <http://www.zakony.cz/zakon-SB1992021>
- [70] ZÁKONY.CZ. *Zákon č. 120/2007 o změně některých zákonů v souvislosti se stanovením kapitálových požadavků na banky, spořitelní a úvěrní družstva, obchodníky s cennými papíry a na instituce elektronických peněz* [online]. [5. 4. 2018]. Dostupné z: <http://www.zakony.cz/zakony/2007/101/zakon-120-2007-Sb-zakon-o-zmene-nekterych-zakonu-v-souvislosti-se-stanovenim-kapitalovych-pozadavku-na-banky-sporitel-SB200712>
- [71] ZÁKONY.CZ. *Zákon č. 455/1991 o živnostenském podnikání* [online]. [12. 4. 2018]. Dostupné z: <http://www.zakony.cz/zakony/1991/401/zakon-455-1991-Sb-zakon-o-zivnostenskem-podniku-zivnostensky-zakon-SB1991455>
- [72] ZÁKONY.CZ. *Vyhláška č. 123/2007 o pravidlech obezřetného podnikání bank, spořitelních a úvěrních družstev a obchodníků s cennými papíry* [online]. [9. 4. 2018]. Dostupné z: <http://www.zakony.cz/zakony/2007/101/zakon-123-2007-Sb-vyhlaska-o-pravidlech-obezretneho-podnikani-bank-sporitelnich-a-uvernich-druzstev-a-obchodniku-s-ce-SB2007123>

## Seznam zkratk

ACF	autokorelační funkce
Basel	Basilejská dohoda o kapitálové přiměřenosti
BCBS	Basilejská komise pro bankovní dohled
$C_t$	cyklická složka
CERTIS	systém mezibankovního platebního styku
CDO	sekuritizace hypotečních úvěrů
CI	podmíněný index matice
CPI	index spotřebitelských cen
ČNB	Česká národní banka
ČSÚ	Český statistický úřad
DW	Durbin Watson
$d_L$	dolní hranice konfidenčního intervalu
$d_U$	horní hranice konfidenčního intervalu
df	stupně volnosti
EAD	expozice při selhání
ECB	Evropská centrální banka
EIOPA	Evropský orgán pro pojišťovnictví a zaměstnanecké penzijní pojištění
ERB	bilanční efekt devizového kurzu
ERI	důchodový efekt devizového kurzu
ERR	reziduální odchylka
ESRB	Evropská rada pro systémová rizika
ESS	vysvětlený součet čtverců

EU	Evropská unie
$\varepsilon_t$	reziduální složka
FED	Federální rezervní banka
FIT	prognóza proměnné
FO	fyzická osoba
FX	poměr úvěrů v zahraniční měně na celkových úvěrech
$F_{krit}$	kritická hodnota F-statistiky
$F_{vyp}$	vypočítaná hodnota F-statistiky
GQ	Goldfeldův-Quandtův test
h	h-statistika
$H_0$	nulová hypotéza
$H_A$	alternativní hypotéza
HDP	hrubý domácí produkt
INF	inflace
JB	Jarque Bera test
k	počet parametrů
K	koeficient špičatosti
LCR	poměr likvidního krytí
LGD	ztráta při selhání
LICI	dolní hranice konfidenčního intervalu pro individuální hodnotu
LMCI	dolní hranice konfidenčního intervalu pro střední hodnotu
LTV	úvěr k hodnotě
LR	zápůjční sazby z nově poskytnutých úvěrů
MFČR	Ministerstvo financí České republiky

MPO	Ministerstvo práce a obchodu
MS	průměr čtverců
n	počet pozorování
NPLR	klientské úvěry se selháním
NSFR	poměr čistého stabilního financování
OECD	Organizace pro hospodářskou spolupráci a rozvoj
PACF	parciální autokorelační funkce
PD	pravděpodobnost defaultu
PO	právnícká osoba
PRE	predikovaná hodnota
q	kvartilové rozpětí
$R^2$	koeficient determinace
S	koeficient šikmosti
$S_t$	sezónní složka
REER	reálný efektivní kurz koruny deflovaný HDP deflátozem
RSS	reziduální součet čtverců
RVA	rizikově vážená aktiva
SAF	sezónně očištěný faktor
SAS	sezónně očištěné řady
sig.	p-hodnota
$S_q$	metoda nejmenších čtverců
SS	suma čtverců
STC	vyhlazená trendová složka cyklu
$T_t$	trendová složka

TOL	rozsah tolerance
TSS	úplný součet čtverců
$t_{krit}$	kritická hodnota t-statistiky
$t_{vyp}$	vypočítaná hodnota t-statistiky
UICI	horní hranice konfidenčního intervalu pro individuální hodnotu
UNP	nezaměstnanost
UMCI	horní hranice konfidenčního intervalu pro střední hodnotu
VIF	faktor změny variability
VP	podíl variability
$x_n$	vysvětlující proměnná
$\chi^2_{vyp}$	vypočítaná hodnota chí-statistiky
$\chi^2_{krit}$	kritická hodnota chí-statistiky
$y_t$	vysvětlovaná proměnná
ZRE	standardizovaná rezidua

## Prohlášení o využití výsledků diplomové práce

Prohlašuji, že

- jsem byla seznámena s tím, že na mou diplomovou práci se plně vztahuje zákon č. 121/2000 Sb. – autorský zákon, zejména § 35 – užití díla v rámci občanských a náboženských obřadů, v rámci školních představení a užití díla školního a § 60 – školní dílo;
- беру на ве́доміі, že Vysoká škola báňská – Technická univerzita Ostrava (dále jen VŠB-TUO) má právo nevýdělečně, ke své vnitřní potřebě, diplomovou práci užít (§ 35 odst. 3);
- souhlasím s tím, že diplomová práce bude v elektronické podobě archivována v Ústřední knihovně VŠB-TUO a jeden výtisk bude uložen u vedoucího diplomové práce. Souhlasím s tím, že bibliografické údaje o diplomové práci budou zveřejněny v informačním systému VŠB-TUO;
- bylo sjednáno, že s VŠB-TUO, v případě zájmu z její strany, uzavřu licenční smlouvu s oprávněním užít dílo v rozsahu § 12 odst. 4 autorského zákona;
- bylo sjednáno, že užít své dílo, diplomovou práci, nebo poskytnout licenci k jejímu využití mohu jen se souhlasem VŠB-TUO, která je oprávněna v takovém případě ode mne požadovat přiměřený příspěvek na úhradu nákladů, které byly VŠB-TUO na vytvoření díla vynaloženy (až do jejich skutečné výše).

V Ostravě dne 4.7.2018



.....

Bc. Martina Pavlíková

## Seznam příloh

- Příloha č. 1 Vývoj vysvětlujících proměnných po převedení na difference
- Příloha č. 2 Vývoj veličin ovlivňující důchodový a bilanční efekt devizového kurzu
- Příloha č. 3 Zobrazení vztahů mezi závislou a nezávislými proměnnými pro M1
- Příloha č. 4 Zobrazení vztahů mezi závislou a nezávislými proměnnými pro M2
- Příloha č. 5 Výsledky deskriptivní statistiky pro modely M1 a M2
- Příloha č. 6 Box-plot proměnných prvního modelu M1
- Příloha č. 7 Box-plot proměnných druhého modelu M2
- Příloha č. 8 Korelační matice prvního modelu M1
- Příloha č. 9 Korelační matice druhého modelu M2
- Příloha č. 10 Křížová korelace prvního modelu M1
- Příloha č. 11 Křížová korelace druhého modelu M2
- Příloha č. 12 Korelační matice výsledného modelu M1
- Příloha č. 13 Korelační matice výsledného modelu M2
- Příloha č. 14 Bodový diagram rozložení kvadratických reziduí prvního modelu M1
- Příloha č. 15 Bodový diagram rozložení kvadratických reziduí druhého modelu M2